



**COMISSÃO EUROPEIA**  
DIREÇÕES-GERAIS  
Política Regional e Urbana  
Emprego, Assuntos Sociais e Igualdade de Oportunidades  
Assuntos Marítimos

## **Orientações relativas aos métodos de amostragem para autoridades de auditoria**

Períodos de programação 2007-2013 e 2014-2020

*DECLARAÇÃO DE EXONERAÇÃO DE RESPONSABILIDADE: «Este é um documento de trabalho preparado pelos serviços da Comissão. Com base no direito da UE aplicável, faculta orientação técnica à atenção de administrações públicas, profissionais, beneficiários ou potenciais beneficiários, e de outras entidades envolvidas na monitorização, no controlo ou na aplicação da política de coesão e da política marítima, sobre o modo de interpretar e aplicar as regras da UE nestes domínios. O objetivo do presente documento é apresentar as explicações e interpretações dos serviços da Comissão para as ditas regras, a fim de facilitar a execução dos programas e incentivar as boas práticas. Contudo, as presentes orientações não prejudicam a interpretação do Tribunal de Justiça e do Tribunal Geral ou a prática decisória da Comissão.»*

**ÍNDICE**

TOC

## Lista de acrónimos

AA - Autoridade de auditoria

RAC – Relatório Anual de Controlo

AE – Erro esperado

AR – Risco de auditoria

PB – Precisão básica

BV – Valor contabilístico (despesas declaradas à Comissão no período de referência)

COCOF – Comité de Coordenação dos Fundos

CR – Risco de controlo

DR – Risco de deteção

$E_i$  – Erros individuais na amostra

$\bar{E}$  – Erro médio da amostra

CE – Comunidade Europeia

EE – Erro projetado

EDR – Margem de desvio extrapolada

FE – Fator de expansão

CTE - Cooperação Territorial Europeia

IA – Margem suplementar

IR – Risco inerente

TI – Tecnologias da Informação

SGC - Sistema de Gestão e de Controlo

MUS – Amostragem por unidades monetárias

PPS – Probabilidade proporcional à dimensão

RF – Fator de fiabilidade

SE – Erro de amostragem (efetivo, ou seja, depois da execução do trabalho de auditoria) (precisão)

SI – Intervalo de amostragem

TE – Erro máximo admissível

TPE – Erro total projetado (corresponde também ao TPER, acrónimo utilizado para o período de programação 2007-2013)

ULD – Limite superior de desvio

ULE– Limite superior de erro

# 1 Introdução

O presente guia relativo à amostragem para efeitos de auditoria foi elaborado com o objetivo de proporcionar às autoridades de auditoria uma panorâmica atualizada dos métodos de amostragem mais frequentemente utilizados e adequados, prestando, deste modo, apoio à aplicação do quadro regulamentar para o período de programação 2007-2013 e, se for caso disso, para o período de programação 2014-2020.

As normas internacionais de auditoria e a teoria atualizada de amostragem fornecem orientações quanto à utilização da amostragem para efeitos de auditoria e de outros meios de seleção de elementos para a realização de testes durante a elaboração de procedimentos de auditoria.

As presentes orientações substituem as orientações anteriores relativas ao mesmo assunto (ref. COCOF 08/0021/03-EN de 04/04/2013). O presente documento não prejudica outras orientações complementares da Comissão, nomeadamente:

- Período de programação 2007-2013:
  - Nota de orientação relativa aos relatórios anuais de controlo e pareceres de 18/2/2009, ref. COCOF 09/0004/01-EN e EFFC/0037/2009-EN de 23/2/2009;
  - Orientações sobre o tratamento dos erros referidos nos relatórios anuais de controlo, ref. EGESIF\_15-0007-01 de 09/10/2015;
  - Orientações sobre uma metodologia comum para a avaliação de sistemas de gestão e de controlo [SGC] nos Estados-Membros, ref. COCOF 08/0019/01-EN e EFFC/27/2008 de 12/09/2008.
- Período de Programação 2014-2020:
  - Orientações para os Estados-Membros sobre o Relatório Anual de Controlo e Pareceres de Auditoria (Período de Programação 2014-2020), ref. EGESIF\_15-0002-02 final de 9/10/2015;
  - Orientações para a Comissão e os Estados-Membros sobre uma metodologia comum para a avaliação de sistemas de gestão e de controlo nos Estados-Membros (EGESIF\_14-0010-final de 18/12/2014).

Portanto, aconselha-se a leitura complementar destes documentos adicionais para ter uma visão completa das orientações relativas à elaboração de relatórios anuais de controlo.

## 2 Referências regulamentares

Regulamento	Artigos
<b>Período de programação 2007-2013</b>	
Regulamento (CE) n.º 1083/2006	Artigo 62.º - Funções da autoridade de auditoria
Regulamento (CE) n.º 1828/2006	Artigo 17.º - Amostragem Anexo IV – Parâmetros técnicos para as amostragens estatísticas aleatórias previstas no artigo 17.º
Regulamento (CE) n.º 1198/2006	Artigo 61.º – Funções da autoridade de auditoria
Regulamento (CE) n.º 498/2007	Artigo 43.º – Amostragem Anexo IV – Parâmetros técnicos
<b>Período de programação 2014-2020</b>	
Regulamento (UE) n.º 1303/2013 Regulamento «Disposições Comuns» ( <i>doravante designado RDC</i> )	Artigo 127.º, n.º 5 - Funções da autoridade de auditoria Artigo 148.º, n.º 1 – Controlo proporcional dos programas operacionais
Regulamento (UE) n.º 480/2014 Regulamento Delegado da Comissão ( <i>doravante designado RD</i> )	Artigo 28.º - Metodologia aplicável à seleção da amostra das operações

## 3 Modelo de risco de auditoria e procedimentos de auditoria

### 3.1 Modelo de risco

O **risco de auditoria** é o risco de o auditor vir a emitir um parecer não qualificado, quando a declaração de despesas contém erros materiais.

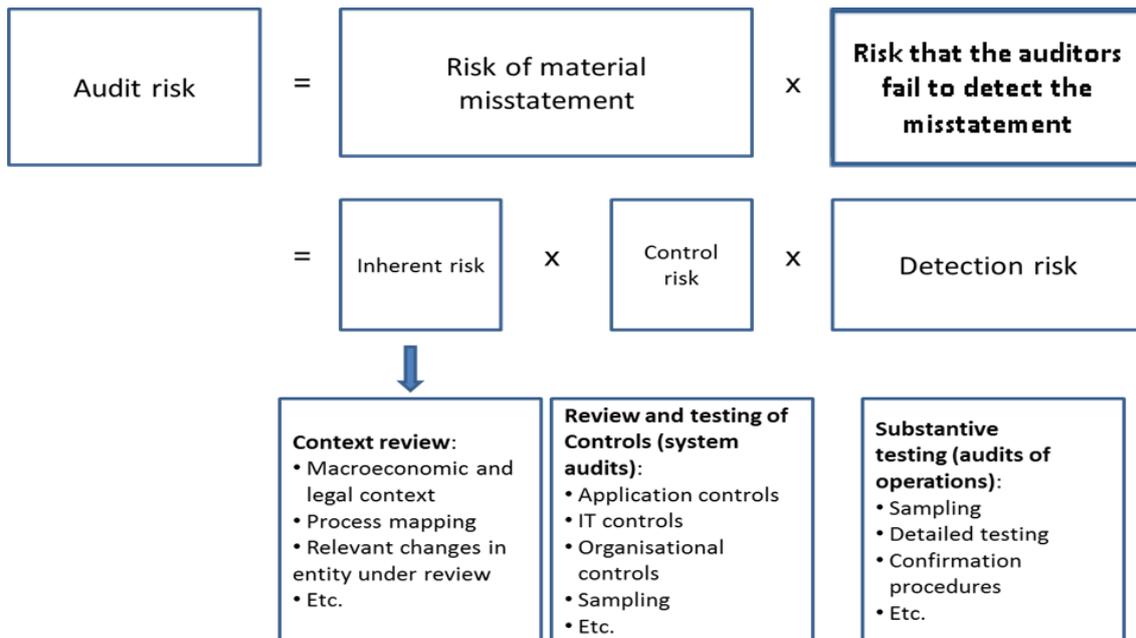


Fig 1. Modelo de risco de auditoria

Os três componentes do risco de auditoria designam-se respetivamente por risco inerente (*IR*), risco de controlo (*CR*) e risco de deteção(*DR*). Obtém-se assim o modelo de risco de auditoria

$$AR = IR \times CR \times DR$$

em que:

- *IR*, risco inerente, é o nível de risco perceptível de que possa ocorrer um erro material nas declarações de despesas apresentadas à Comissão, ou níveis subjacentes de agregação, na ausência de procedimentos internos de controlo. O risco inerente está relacionado com o tipo de atividades da entidade auditada e dependerá de fatores externos (culturais, políticos, económicos, ramo de atividade, clientes e fornecedores, etc.) e de fatores internos (tipo de organização, procedimentos, competências do pessoal, alterações recentes nos processos ou cargos de gestão, etc.). *IR*, o risco inerente, deve ser avaliado antes de se iniciarem os procedimentos pormenorizados de auditoria (entrevistas com o pessoal de gestão e o pessoal pertinente, revisão de informações contextuais, tais como organigramas, manuais e documentos internos/externos). No caso dos fundos estruturais e aos fundos das pescas, fixa-se geralmente o risco inerente numa percentagem elevada.
- *CR*, risco de controlo, é o nível de risco perceptível de que um erro material nas declarações de despesas apresentadas à Comissão, ou níveis subjacentes de agregação, não seja evitado, detetado ou corrigido pelos procedimentos internos de controlo da gestão. Como tal, os riscos de controlo estão relacionados com a boa forma como os riscos inerentes são geridos (controlados) e dependerão do sistema de controlo interno, incluindo, por exemplo, os controlos de aplicação, os controlos de TI e os controlos organizacionais. Os riscos de controlo podem ser avaliados por meio de **auditorias dos sistemas** - testes pormenorizados de

controles e comunicação de dados, destinados a apresentar provas acerca da eficácia da conceção e do funcionamento de um sistema de controlo na prevenção ou deteção de erros materiais e acerca da capacidade da organização de registar, processar, resumir e comunicar dados.

O produto do risco inerente pelo risco de controlo (ou seja,  $IR \times CR$ ) denomina-se **risco de erro material**. O risco de erro material está relacionado com o resultado das **auditorias dos sistemas**.

- *DR*, risco de deteção, é o nível de risco perceptível de um erro material nas declarações de despesas apresentadas à Comissão, ou níveis subjacentes de agregação, não ser detetado pelo auditor. Os riscos de deteção estão relacionados com a qualidade da execução das auditorias, nomeadamente com a metodologia de amostragem, a competência do pessoal, as técnicas de auditoria, os instrumentos de auditoria, entre outros. Os riscos de deteção estão relacionados com a execução de auditorias das operações, incluindo testes substantivos de pormenores ou de transações relacionadas com operações num programa, normalmente com base na amostragem de operações.

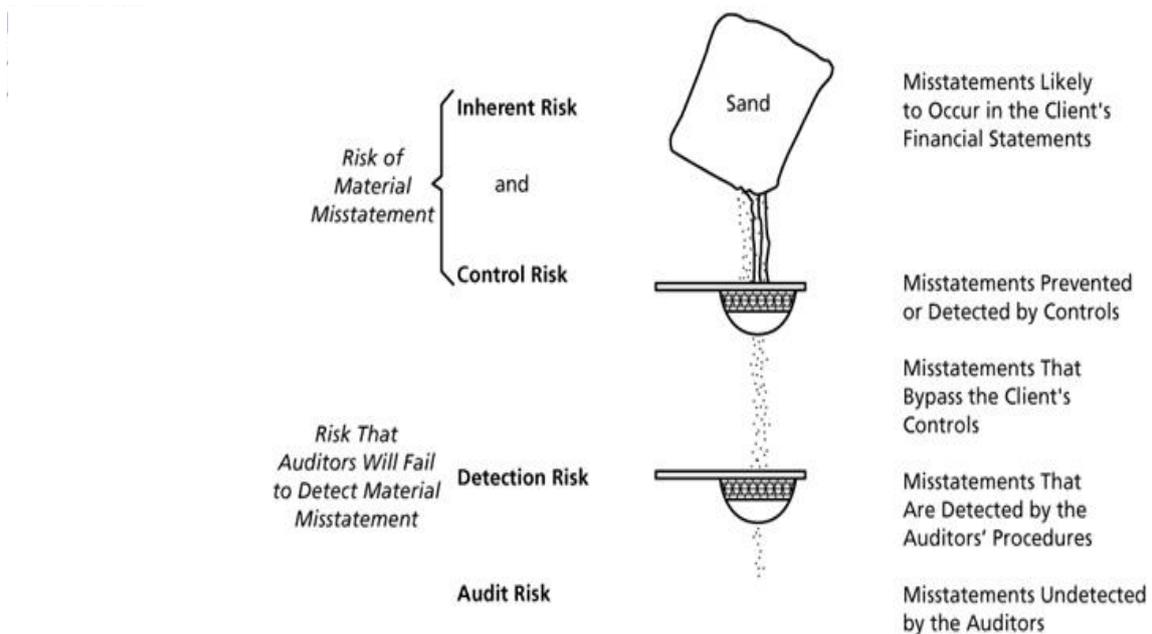


Fig. 2 Ilustração do risco de auditoria (adaptado de uma fonte desconhecida)

O modelo de garantia é o oposto do modelo de risco. Se se considerar que o risco de auditoria é de 5 %, considera-se que a garantia de auditoria é de 95%.

A aplicação do modelo de risco de auditoria/garantia de auditoria está relacionada com o planeamento e a respetiva dotação de recursos para um programa operacional em particular ou vários programas operacionais, e tem duas finalidades:

- Proporcionar um elevado nível de garantia: a garantia é fixada a um determinado nível, p. ex. para obter uma garantia de 95 %, o risco de auditoria será de 5 %.

- Realizar auditorias eficientes: com um dado nível de garantia, por exemplo 95 %, o auditor deve desenvolver procedimentos de auditoria tendo em conta o *IR* e o *CR*. Deste modo, a equipa de auditoria pode reduzir o esforço de auditoria em algumas áreas e concentrar-se nas áreas de maior risco a controlar.

Importa notar que a configuração da deteção que, por sua vez, controla a dimensão da amostra para a amostragem de operações, é um resultado direto, desde que o *IR* e o *CR* tenham sido previamente avaliados. Com efeito,

$$AR = IR \times CR \times DR \Rightarrow DR = \frac{AR}{IR \times CR}$$

nos casos em que *AR* é normalmente definido em 5 %, *IR* e *CR* são avaliados pelo auditor.

### ***Ilustração***

***Garantia de controlo reduzida:*** Dado um risco de auditoria desejado, e aceite, de 5 %, e sendo o risco inerente (=100 %) e o risco de controlo (=50 %) elevados, ou seja, tratando-se de uma entidade de alto risco onde os procedimentos de controlo internos não são adequados para gerir riscos, o auditor deve visar um risco de deteção muito baixo de 10%. A fim de obter um risco de deteção reduzido, a quantidade de testes substantivos e, por conseguinte, a dimensão da amostra devem ser grandes.

$$DR = \frac{AR}{IR \times CR} = \frac{0,05}{1 \times 0,5} = 0,1$$

***Garantia de controlo elevada:*** Num contexto diferente, em que o risco inerente é elevado (100 %) mas os controlos existentes são adequados, é possível avaliar o risco de controlo em 12,5%. A fim de alcançar um nível de risco de auditoria de 5 %, o nível de risco de deteção pode situar-se nos 40 %, ou seja, o auditor pode correr mais riscos reduzindo a dimensão da amostra. No final, isto implica uma auditoria menos detalhada e menos dispendiosa.

$$DR = \frac{AR}{IR \times CR} = \frac{0,05}{1 \times 0,125} = 0,4$$

Note-se que ambos os exemplos resultam na obtenção de um mesmo risco de auditoria de 5 % em ambientes diferentes.

Para se planear o trabalho de auditoria, deve aplicar-se uma sequência em que os diferentes níveis de risco sejam avaliados. Primeiro, é necessário avaliar o risco inerente e, relativamente a este, é necessário analisar o risco de controlo. Com base nestes dois fatores, o risco de deteção pode ser fixado pela equipa de auditoria e envolverá a escolha de procedimentos de auditoria a aplicar durante os testes detalhados.

Contudo, o modelo de risco de auditoria fornece um enquadramento para a reflexão sobre a forma de elaborar um plano de auditoria e atribuir recursos, podendo, na prática, ser difícil quantificar com precisão o risco inerente e o risco de controlo.

Os níveis de garantia/confiança para a auditoria de operações dependem principalmente da qualidade do sistema dos controlos internos. Os auditores avaliam os componentes de risco com base no conhecimento e na experiência, utilizando termos como REDUZIDO, MODERADO/MÉDIO ou ELEVADO em vez de utilizarem probabilidades exatas. Caso sejam identificadas grandes fragilidades durante a auditoria dos sistemas, o risco de controlo será elevado e o nível de garantia obtido a partir do sistema será reduzido. Se não se verificarem grandes fragilidades, o risco de controlo será reduzido e, se o risco inerente for igualmente reduzido, o nível de garantia obtido a partir do sistema será elevado.

Tal como mencionado anteriormente, caso sejam identificadas grandes fragilidades durante a auditoria dos sistemas, é possível dizer que o risco de erro material é elevado (riscos de controlo em combinação com riscos inerentes) e, como tal, o nível de garantia apresentado pelo sistema será reduzido. O anexo IV dos regulamentos estabelece que, caso o nível de garantia obtido a partir do sistema seja reduzido, o grau de confiança utilizado para a amostragem da operação não deve ser inferior a 90 %.

Caso não existam grandes fragilidades nos sistemas, o risco de erros materiais é reduzido e o nível de garantia dado pelo sistema deve ser elevado, ou seja, o grau de confiança utilizado para a amostragem de operações não deve ser inferior a 60 %.

A secção 3.2 apresenta um quadro pormenorizado para a seleção do nível de garantia/grau de confiança para a auditoria de operações.

## **3.2 Nível de garantia/grau de confiança para a auditoria de operações**

### **3.2.1 Introdução**

Os testes substantivos devem ser realizados em amostras cuja dimensão dependerá de um grau de confiança determinado de acordo com o nível de garantia obtido a partir da auditoria dos sistemas, ou seja:

- não inferior a 60 % no caso de garantia elevada;
- garantia média (o regulamento da Comissão não especifica uma percentagem correspondente a este nível de garantia, sendo, no entanto, aconselhável uma garantia de 70 % a 80 %);
- não inferior a 90 % no caso de garantia reduzida.

A autoridade de auditoria deve estabelecer os critérios utilizados para as auditorias dos sistemas a fim de determinar a fiabilidade dos sistemas de gestão e controlo. Estes critérios devem incluir uma avaliação quantificada de todos os elementos essenciais dos sistemas (requisitos fundamentais) e abranger as autoridades e os organismos intermediários principais que participam na gestão e no controlo do programa operacional.

A Comissão elaborou uma nota de orientação relativa à metodologia para a avaliação dos sistemas de gestão e controlo<sup>1</sup>. É aplicável a programas gerais e da CTE (Cooperação Territorial Europeia). Recomenda-se que a AA tenha em consideração esta metodologia.

A metodologia prevê quatro níveis de fiabilidade:

- Funciona bem. Não são necessárias melhorias ou só são necessárias melhorias de menor importância;
- Funciona. São necessárias algumas melhorias;
- Funciona parcialmente. São necessárias melhorias substanciais;
- No essencial, não funciona.

O grau de confiança para a amostragem é determinado de acordo com o nível de fiabilidade obtido a partir das auditorias dos sistemas.

Podem considerar-se três níveis de garantia sobre os sistemas: elevado, médio e reduzido. O nível médio corresponde, de facto, à segunda e à terceira categorias da metodologia para a avaliação dos sistemas de gestão e de controlo, que permitem uma distinção mais apurada entre os dois extremos de elevado/«funciona bem» e reduzido/«não funciona».

O quadro a seguir apresenta a relação recomendada:

<b>Nível de garantia das auditorias dos sistemas</b>	<b>Respetiva fiabilidade no Regulamento/garantia do sistema</b>	<b>Grau de confiança</b>	<b>Risco de deteção</b>
1. Funciona bem. Não são necessárias melhorias ou só são necessárias melhorias de menor importância.	Elevado	Não inferior a 60 %	Inferior ou igual a 40 %

<sup>1</sup> COCOF 08/0019/01-EN de 06/06/2008; EGESIF\_14-0010 de 18/12/2014.

2. Funciona. São necessárias algumas melhorias.	Médio	70 %	30 %
3. Funciona parcialmente. São necessárias melhorias substanciais.	Médio	80 %	20 %
4. No essencial, não funciona.	Reduzido	Não inferior a 90 %	Não superior a 10 %

Quadro 1. Grau de confiança para a auditoria de operações de acordo com a garantia do sistema

Prevê-se que, no início do período de programação, o nível de garantia seja reduzido, uma vez que não terão sido realizadas auditorias dos sistemas, ou apenas um número limitado. O grau de confiança a aplicar não deve, por conseguinte, ser inferior a 90 %. Contudo, caso os sistemas se mantenham inalterados relativamente ao período de programação anterior e existam provas de auditoria fiáveis sobre a garantia que estes oferecem, o Estado-Membro pode aplicar outro grau de confiança (entre 60 % e 90 %). O grau de confiança pode ainda ser reduzido durante um período de programação se não forem encontrados erros materiais ou se existirem indícios de que os sistemas melhoraram com o decorrer do tempo. A metodologia aplicada para determinar este grau de confiança deverá ser explicada na estratégia de auditoria e as provas de auditoria utilizadas para determinar o grau de confiança deverão ser mencionadas.

A definição de um grau de confiança adequado é uma questão crucial para a auditoria de operações, uma vez que a dimensão da amostra depende fortemente deste grau (quanto mais elevado for o grau de confiança, maior será a dimensão da amostra). Portanto, os regulamentos oferecem a possibilidade de reduzir o grau de confiança e, conseqüentemente, o volume de trabalho de auditoria para sistemas com uma margem de erro reduzida (logo, com uma garantia elevada), mantendo o requisito de um grau de confiança elevado (por conseguinte, uma maior dimensão da amostra) caso um sistema possua uma margem de erro potencialmente elevada (portanto, uma garantia reduzida).

As AA são encorajadas a aplicar ativamente parâmetros de amostragem que correspondam à realidade do funcionamento dos sistemas, evitando amostras de auditoria de dimensões excessivas e respetivo volume de trabalho, desde que seja assegurada uma precisão adequada.

### ***3.2.2 Determinação do nível de garantia aplicável em caso de agrupamento de programas***

A autoridade de auditoria deve aplicar **um** nível de garantia no caso de agrupamento de programas.

Caso as auditorias dos sistemas revelem que, no âmbito do grupo de programas, existem diferenças nas conclusões sobre o funcionamento de vários programas, estão disponíveis as seguintes opções:

- Criar dois (ou mais) grupos, por exemplo, o primeiro para programas com um nível de garantia reduzido (grau de confiança de 90 %), o segundo para programas com um nível de garantia elevado (grau de confiança de 60 %), etc. Os dois grupos são tratados como duas populações diferentes. Consequentemente, o número de controlos a realizar será mais elevado, uma vez que deverá ser extraída uma amostra de cada grupo separadamente;
- aplicar o nível de garantia mais baixo obtido ao nível do programa individual a todo o grupo de programas. O grupo de programas é tratado como uma única população. Neste caso, serão retiradas conclusões da auditoria para todo o grupo de programas. Por conseguinte, não é possível, regra geral, obter conclusões acerca de cada programa individual.

No último caso, é possível utilizar uma conceção de amostragem estratificada por programa que, regra geral, permitirá uma dimensão da amostra mais reduzida. Todavia, mesmo com a utilização da estratificação, é necessário utilizar um único nível de garantia e as conclusões continuam a ser possíveis apenas para todo o grupo de programas. Ver secção 7.8 para uma apresentação mais detalhada de estratégias para auditoria de grupos de programas e programas multifundos.

## **4 Conceitos estatísticos relativos a auditorias de operações**

### **4.1 Método de amostragem**

O método de amostragem engloba dois elementos: a conceção da amostragem (por exemplo, igual probabilidade, probabilidade proporcional à dimensão) e o procedimento de projeção (estimativa). Em conjunto, estes dois elementos representam o enquadramento para calcular a dimensão da amostra.

Os métodos de amostragem mais conhecidos adequados para a auditoria de operações são apresentados na secção 5.1. Importa notar que a primeira distinção entre métodos de amostragem é realizada entre amostragem estatística e não estatística.

Um método de amostragem estatística apresenta as seguintes características:

- cada elemento na população tem uma probabilidade de seleção conhecida e positiva;
- a aleatoriedade deve ser garantida pela utilização de software gerador de números aleatórios, especializado ou não (p. ex. o MS Excel fornece números aleatórios).
- A dimensão da amostra é calculada de forma a permitir alcançar um determinado nível de precisão desejável.

De forma semelhante, o artigo 28.º, n.º 4, do Regulamento (UE) n.º 480/2014 refere que, «Para efeitos da aplicação do artigo 127.º, n.º 1, do Regulamento (UE) n.º 1303/2013, um método de amostragem é estatístico quando assegura: i) Uma seleção aleatória dos itens da amostra; ii) O uso da teoria das probabilidades para avaliar os resultados da amostra, incluindo a medição e o controlo do risco de amostragem e da precisão prevista e alcançada.»

Os métodos de amostragem estatística permitem a seleção de uma amostra que seja «representativa» da população (motivo pelo qual a seleção estatística é tão importante). O objetivo final consiste em projetar (extrapolar ou estimar) para a população, o valor de um parâmetro (a «variável») observado numa amostra, permitindo concluir se a população está ou não materialmente distorcida, e, em caso afirmativo, em que medida (um montante do erro).

A amostragem não estatística não permite o cálculo de precisão, não existindo, por conseguinte, controlo do risco de auditoria e sendo impossível assegurar que a amostra é representativa da população. Portanto, o erro tem de ser avaliado empiricamente.

No período de programação 2007-2013, os Regulamentos (CE) n.º 1083/2006 e (CE) n.º 1198/2006 do Conselho e os Regulamentos (CE) n.º 1828/2006 e (CE) n.º 498/2007 da Comissão estabelecem como requisito a amostragem estatística para testes substantivos (auditorias das operações). No período de programação 2014-2020, o requisito relevante relativo aos métodos de amostragem estatística consta do artigo 127.º, n.º 1, do RDC e do artigo 28.º do RD. A seleção não estatística é considerada adequada nos casos em que a seleção estatística é impossível, por exemplo, está associada a populações ou amostras de dimensão muito reduzida (ver secção 6.4).

## **4.2 Método de seleção**

O método de seleção pode pertencer a uma de duas grandes categorias:

- Seleção estatística, ou
- Seleção não estatística.

A seleção estatística inclui duas técnicas possíveis:

- Seleção aleatória;
- Seleção sistemática.

Na seleção aleatória, são gerados números para cada unidade populacional a fim de selecionar as unidades que constituem a amostra.

A amostragem sistemática utiliza um ponto de partida aleatório e aplica depois uma regra sistemática para selecionar os elementos adicionais (p. ex., cada 20.º elemento após o ponto de partida aleatório).

Normalmente, os métodos de igual probabilidade baseiam-se na seleção aleatória e a MUS baseia-se na seleção sistemática.

A seleção não estatística inclui as seguintes possibilidades (entre outras):

- Seleção casual;
- Seleção em bloco;
- Seleção por discernimento;
- Amostragem baseada no risco, combinando elementos das três possibilidades acima referidas.

A seleção casual é uma seleção «aleatória falsa», na aceção de um indivíduo que seleciona «aleatoriamente» os elementos, o que implica um enviesamento não medido na seleção (p. ex. elementos mais fáceis de analisar, elementos fáceis de avaliar, elementos selecionados de uma lista apresentada particularmente no ecrã, etc.).

A seleção em bloco é semelhante à amostragem por agrupamento (como os grupos de unidades populacionais), em que o grupo é selecionado de forma não aleatória.

A seleção por discernimento é baseada unicamente no critério do auditor, seja qual for o raciocínio (p. ex. elementos com nomes semelhantes, todas as operações relacionadas com um domínio específico de investigação, etc.).

A amostragem baseada no risco é uma seleção não estatística de elementos com base em vários elementos intencionais, frequentemente com características dos três métodos de seleção não estatísticos.

### **4.3 Projeção (estimativa)**

Tal como supracitado, o objetivo final da aplicação de um método de amostragem consiste em projetar (extrapolar ou estimar) o nível de erro (distorção) observado na amostra para toda a população. Este processo permitirá concluir se a população está ou não materialmente distorcida, e, em caso afirmativo, em que medida (um montante do erro). Por conseguinte, o nível de erro encontrado na amostra não tem interesse por si só<sup>2</sup>, sendo meramente instrumental, ou seja, um meio através do qual o erro é projetado para a população.

---

<sup>2</sup> Mesmo que os erros individuais encontrados na amostra precisem de ser adequadamente corrigidos.

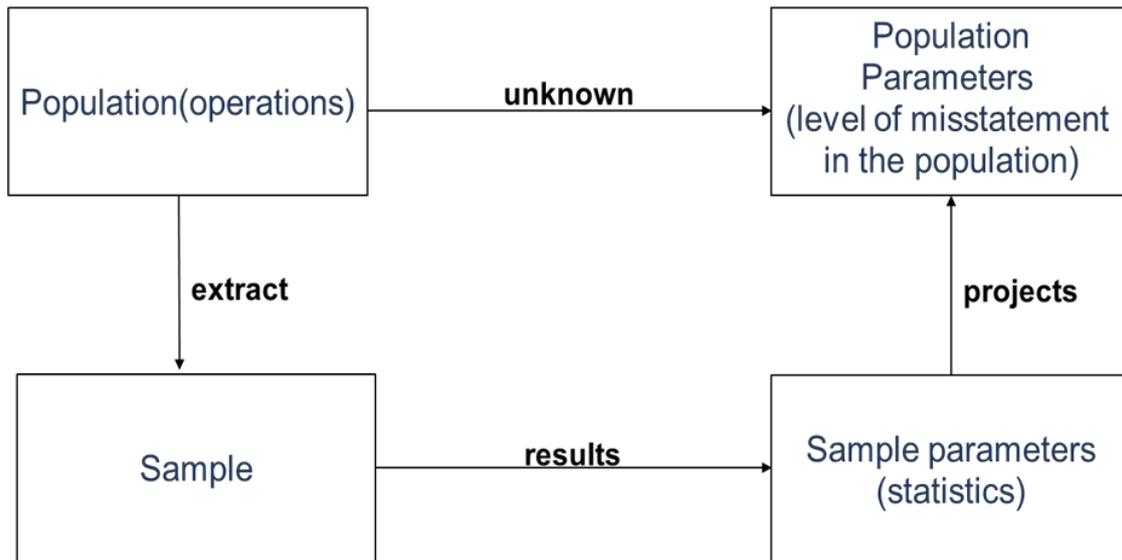


Fig. 3 Seleção da amostra e projeção

As estatísticas da amostra utilizadas para projetar o erro para a população são denominadas estimadores. O ato de projeção é denominado estimativa e o valor calculado da amostra (valor projetado) denomina-se igualmente estimativa. Evidentemente, esta estimativa, baseada apenas numa fração da população, é afetada por um erro denominado erro de amostragem.

#### 4.4 Precisão (erro de amostragem)

Este é o erro que ocorre por não se observar a totalidade da população. Com efeito, a amostragem implica sempre um erro de estimativa (extrapolação), uma vez que nos baseamos em dados da amostra para extrapolar para toda a população. O erro de amostragem é uma indicação da diferença entre a projeção da amostra (estimativa) e o parâmetro real (desconhecido) da população (valor do erro). Representa, com efeito, a incerteza na projeção dos resultados para a população. Uma medida deste erro é normalmente denominada **precisão** ou exatidão da estimativa. Depende principalmente da **dimensão da amostra**, da **variabilidade da população** e, em menor escala, da **dimensão da população**.

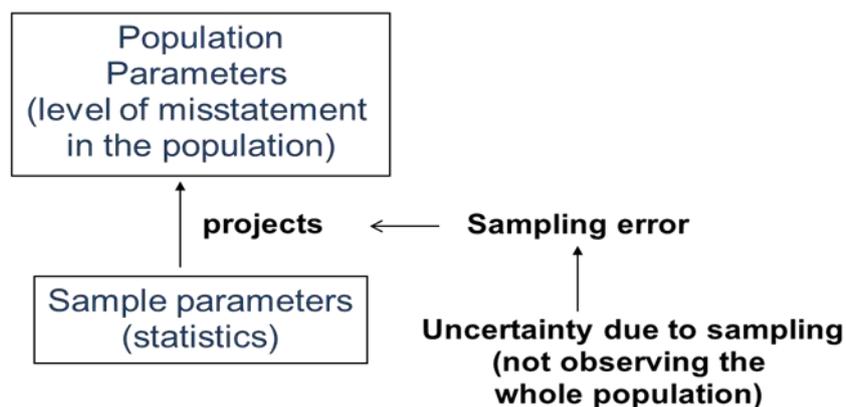


Fig. 4 Erro de amostragem

Deve ser feita uma distinção entre precisão prevista e precisão efetiva (SE nas fórmulas apresentadas na secção 6). Enquanto a precisão prevista é o erro de amostragem máximo previsto para determinar a dimensão da amostra (normalmente é a diferença entre o erro máximo admissível e o erro esperado e deve ser fixada num valor inferior ao nível de materialidade), a precisão efetiva é um indicador da diferença entre a projeção da amostra (estimativa) e o parâmetro real (desconhecido) da população (valor de erro) e representa a incerteza na projeção dos resultados para a população.

#### 4.5 População

A população para efeitos de amostragem inclui as despesas declaradas à Comissão para operações no âmbito de um programa ou grupo de programas, no período de referência, exceto para unidades de amostragem negativas como se explica adiante na secção 4.6. Todas as operações inseridas nessas despesas devem estar incluídas na população amostrada, exceto nos casos em que se aplica o regime de controlo proporcional estabelecido no artigo 148.º, n.º 1, do RDC e no artigo 28.º, n.º 8, do Regulamento Delegado (UE) n.º 480/2014 no contexto da amostragem efetuada para o período de programação 2014-2020. A exclusão de operações da população a amostrar não é possível no quadro jurídico 2007-2013<sup>3</sup>, exceto em caso de «força maior»<sup>4</sup>.

A AA pode decidir alargar a auditoria a outras despesas conexas, declaradas pelas operações selecionadas e relativas ao período de referência anterior, a fim de aumentar a eficiência das auditorias. Os resultados da verificação de despesas adicionais fora do

<sup>3</sup> Isto significa que os seguintes elementos de despesa deverão ser incluídos na população a partir da qual a amostra aleatória é retirada e não deverão ser excluídos na fase de amostragem: i) operações relacionadas com instrumentos de engenharia financeira (IEF); ii) projetos considerados «demasiado pequenos»; iii) projetos auditados em anos anteriores ou projetos com um beneficiário auditado em anos anteriores; iv) projetos sujeitos a correções forfetárias.

<sup>4</sup> Ver secção 7.6 das Orientações atualizadas sobre o tratamento dos erros (EGESIF\_15-0007-01 de 09/10/2015), relativa à abordagem que a AA deve adotar em caso de perdas ou danos, por motivo de «força maior» (por exemplo, na sequência de catástrofes naturais), nos documentos comprovativos das operações incluídas na amostra.

período de referência não devem ser tidos em conta para determinar a margem de erro total.

Regra geral, todas as despesas declaradas à Comissão para todas as operações seleccionadas na amostra devem ser sujeitas a auditoria. No entanto, sempre que as operações seleccionadas incluem um grande número de pedidos de pagamento ou faturas, **a AA pode aplicar uma amostragem em duas fases**, como se explica adiante na secção 7.6.

Em regra, a AA deve seleccionar a sua amostra **do total das despesas declaradas (ou seja, despesas públicas e privadas)**, como resulta do artigo 17.º, n.º 3, do Regulamento (CE) n.º 1828/2006<sup>5</sup> e do artigo 127.º, n.º 1, do RDC. De toda a forma, as auditorias das operações devem verificar o total das despesas declaradas, como decorre do artigo 16.º, n.º 2, e do artigo 17.º, n.º 4, do Regulamento (CE) n.º 1828/2006<sup>6</sup> e do artigo 27.º, n.º 2, do RD. Contudo, ocorreu que uma AA selecciona a amostra de despesas públicas declaradas, sob o argumento de que a contribuição do Fundo é paga nessa base. Esta prática pode resultar de uma interpretação errónea por parte da Autoridade de Certificação (AC), conduzindo ao facto de as declarações de despesas apresentadas à Comissão incluírem apenas a despesa pública, enquanto a abordagem correta é a de que a AC deve declarar sempre o total das despesas mesmo quando o cofinanciamento é calculado com base na despesa pública<sup>7</sup>.

Nesta situação, e quando a AA utiliza o método de amostragem com probabilidade proporcional à dimensão (ou seja, a MUS para amostragem estatística), podem ocorrer dois tipos de problemas:

- a) Esse processo pode resultar num desvio nos resultados da amostragem atendendo a que algumas unidades de amostragem com uma contribuição privada comparativamente elevada tiveram menos oportunidades de serem seleccionadas.
- b) O facto de a AA auditar o total da despesa com base numa amostra extraída apenas da despesa pública pode dar origem a uma precisão efetiva demasiado grande.

Relativamente à alínea a) *supra*, quando selecciona a amostra com base na despesa pública, a AA pode considerar a necessidade de seleccionar uma amostra complementar dessa subpopulação:

---

<sup>5</sup> Artigo 43.º, n.º 3, do Regulamento (CE) n.º 498/2007

<sup>6</sup> Artigos 42.º, n.º 2, e 43.º, n.º 4, do Regulamento (CE) n.º 498/2007.

<sup>7</sup> Isto é igualmente necessário para efeitos de pista de auditoria, uma vez que as despesas a auditar no local ao nível do beneficiário são as despesas totais declaradas e não apenas a despesa pública geralmente, os itens de despesas são cofinanciados por fundos públicos e privados e, na prática, toda a despesa é auditada.

- no caso de existirem unidades de amostragem de valor elevado<sup>8</sup> que não tenham sido objeto de amostra (devido ao problema identificado acima) e
- no caso de existirem riscos associados às despesas declaradas para essas unidades de amostragem.

No que se refere à alínea b) *supra*, quando a AA projeta os erros para o total da despesa e o limite superior de erro é mais elevado do que a materialidade em que o erro mais provável é inferior a 2 %, isso indica uma precisão fraca. Tal pode implicar que os resultados da amostragem não sejam conclusivos e

- seja necessário recalcular o grau de confiança<sup>9</sup> ou, se não for viável, uma amostragem adicional<sup>10</sup>, a saber, em que a precisão efetiva seja superior a dois pontos percentuais<sup>11</sup>.

**Chama-se a atenção para o facto de, como abordagem geral, se a precisão efetiva [(Limite Superior de Erro (ULE) - Erro Mais Provável (MLE)] for inferior a dois pontos percentuais, considerarmos que, em princípio e tendo em conta todos os elementos de informação para o programa em causa, não existe necessidade de considerar trabalho adicional.**

#### **4.6 Unidades de amostragem negativas**

Pode acontecer que existam unidades de amostragem (operações ou pedidos de pagamento) que sejam negativas, em especial devido a correções financeiras aplicadas pelas autoridades nacionais.

Neste caso, as unidades de amostragem negativas deverão estar incluídas numa população distinta e ser auditadas separadamente<sup>12</sup>, com o objetivo de verificar se o montante corrigido corresponde ao que foi decidido pelo Estado-Membro ou pela Comissão. Se a AA concluir que o montante corrigido é inferior ao que foi decidido, esta questão deve, então, ser divulgada no Relatório Anual de Controlo, nomeadamente nos casos em que esta não conformidade constitua um indício de fragilidades na capacidade de correção do Estado-Membro.

Neste contexto, ao calcular a margem de erro total, a AA considera apenas os erros encontrados na população de montantes positivos, sendo este o valor contabilístico a considerar tanto na projeção dos erros aleatórios como na margem de erro total. Antes

---

<sup>8</sup> Uma regra geral para definir um «item de valor elevado»: quando o total da despesa declarada é superior ao limite de 2 % do total da despesa do programa.

<sup>9</sup> Ver secção 7.7 das presentes orientações.

<sup>10</sup> Ver secção 7.2.2 das presentes orientações.

<sup>11</sup> Ver último parágrafo da secção 7.1 das presentes orientações.

<sup>12</sup> Claro que a AA poderá também retirar uma amostra de uma população distinta se esta contiver unidades demasiado numerosas, conduzindo a um considerável volume de trabalho.

de calcular a margem de erro projetada, a AA deve verificar se os erros encontrados ainda não estão corrigidos no período de referência (ou seja, incluídos na população de montantes negativos, tal como descrito acima). Se for este o caso, estes erros não devem ser incluídos na margem de erro projetada<sup>13</sup>.

Concretamente, a AA tem de identificar, na população total de unidades de amostragem (ou seja, operações ou pedidos de pagamento) a amostrar, aquelas com saldo negativo e auditá-las como uma população distinta. Usando a operação como unidade de amostragem, o processo é ilustrado como se segue (aplica-se o mesmo raciocínio aos pedidos de pagamento se estes forem usados como unidade de amostragem):

- Operação X: 100 000 EUR (não foram aplicadas correções durante o período de referência);
- Operação Y: 20 000 EUR => se este montante for o resultado de 25 000 EUR menos 5 000 EUR (devido a correções/deduções aplicadas durante o período de referência), a AA não deve considerar os 5 000 EUR na população distinta de montantes negativos;
- Operação Z: - 5 000 EUR (resultantes de 10 000 EUR de novas despesas no período de referência menos 15 000 EUR de correção) => a incluir na população distinta de montantes negativos;
- Total das despesas declaradas para o programa (montante líquido): 115 000 EUR (= 120 000 – 5 000);
- População a partir da qual a amostra aleatória deve ser selecionada: Todas as operações com montantes positivos = X + Y (no caso acima, seria de 120 000 EUR, considerando por razões de simplificação que o programa seria constituído pelas três operações acima mencionadas). A operação Z deve ser auditada em separado.

A abordagem explicada acima implica que a AA não é obrigada a identificar, como uma população distinta, os montantes negativos dentro da unidade de amostragem. Na maioria dos casos, tal não teria uma boa relação custo-eficácia<sup>14</sup>. Assim, no caso da operação Y, a AA poderá incluir o montante de 5 000 EUR na população negativa (o que conduz à inclusão de 25 000 EUR na população positiva) ou, como no exemplo acima, incluir 20 000 EUR na população positiva. Outra abordagem será deduzir as correções financeiras/outras montantes negativos que se referem ao período de amostragem atual da população positiva, a fim de produzir o montante líquido e incluir

---

<sup>13</sup> Ver também orientações sobre o tratamento dos erros, que apresentam outros casos que justificam o facto de alguns erros não serem incluídos na margem de erro total.

<sup>14</sup> A identificação dos montantes negativos dentro da unidade de amostragem é ainda menos recomendada quando se aplica a subamostragem (ou amostragem em duas fases), na medida em que esse procedimento implicaria identificar todos os montantes negativos em todas as unidades de amostragem de cada subamostra.

o montante das correções/outras montantes negativos relacionados com períodos de amostragem precedentes na população de montantes negativos.

Concretamente, se a operação Y representar uma unidade de amostragem no período de amostragem atual e o montante negativo de 5 000 EUR deduzido no período de amostragem atual das despesas declaradas incluir:

- 4 000 EUR que constituem correções financeiras relacionadas com despesas declaradas nos períodos de amostragem anteriores,
  - 700 EUR que constituem uma correção financeira relacionada com despesas declaradas no período de amostragem atual,
  - 300 EUR para corrigir um erro de escrita tendo em conta a declaração de despesas excessiva nos períodos de amostragem anteriores,
- a AA poderá incluir 24 300 EUR (= 25 000 EUR - 700 EUR) na população positiva, e o montante de 4 300 EUR (representativo das correções financeiras/unidades de amostragem negativas artificiais relacionadas com os períodos de amostragem anteriores) na população negativa.

Em resumo, existem três abordagens respeitantes à separação entre unidades de amostragem positivas e negativas:

- 1) Os montantes negativos são incluídos na população positiva se a soma dos montantes negativos e positivos dentro da unidade de amostragem for positiva.
- 2) Todos os montantes positivos são incluídos na população positiva e todos os montantes negativos são incluídos na população negativa.
- 3) Os montantes negativos relacionados com os períodos de amostragem anteriores (como as correções de montantes declarados em anos anteriores) são incluídos na população negativa, enquanto os montantes negativos que corrigem/ajustam os montantes positivos na população positiva do período de amostragem atual são incluídos na população positiva.

No ponto de vista da Comissão, são recomendadas as opções 2 e 3. A opção 1 é aceitável, mas pode envolver o risco de as operações ou pedidos de pagamento sujeitos a correções no período de referência respeitantes às despesas declaradas em anos anteriores terem menos oportunidade de ser objeto de amostra/selecionadas.

Quando os sistemas de TI nos EM são configurados de forma a fornecer dados sobre montantes negativos dentro da unidade de amostragem, compete à AA analisar se é necessário aplicar esse nível de pormenor ao método de amostragem, a fim de mitigar o risco identificado acima.

Se a AA entender que tal acontece, devido à metodologia acima referida, o risco mencionado *supra* **deve ser divulgado no RAC**. Este risco pode ser avaliado quando se procede à auditoria dos montantes negativos e a conclusão indica a existência de um número significativo de elementos com despesas positivas incluídas nas unidades de

amostragem negativas. Com base nos seus critérios profissionais, a AA deve avaliar se é necessária uma amostra complementar (dessa despesa positiva) para mitigar esse risco.

**Para efeitos do «Quadro de despesas declaradas e de amostras auditadas» incluído no RAC, a AA deve apresentar na coluna «Despesas declaradas no período de referência» a população dos montantes positivos. A AA deve apresentar no RAC uma reconciliação das despesas declaradas (montante líquido) com a população da qual foi extraída a amostra aleatória de montantes positivos.**

As unidades de amostragem negativas artificiais (erros de escrita, estornos nas contas que não correspondem a correções financeiras, receitas de projetos geradores de receitas, transferências de operações de um programa para outro (ou dentro de um mesmo programa) que não estão relacionadas com as irregularidades detetadas nessa operação) não devem ser excluídas dos procedimentos de amostragem. A AA poderá optar por lhes dar um tratamento semelhante, como no caso das correções financeiras, e incluí-las na população negativa. Em alternativa, poderá ser selecionada uma amostra dessas unidades a partir de uma população específica de unidades de amostragem negativas artificiais. A AC deve registar a natureza das unidades de amostragem negativas (em especial, permitindo a distinção entre as correções financeiras resultantes de irregularidades e unidades de amostragem negativas artificiais) numa base regular, com o objetivo de garantir que apenas as correções financeiras são incluídas na declaração anual relativa aos montantes retirados e montantes recuperados nos termos do artigo 20.º do Regulamento (CE) n.º 1828/2006 (para 2014-2020, este relatório é incluído nas contas). Por conseguinte, a auditoria das unidades de amostragem negativas deve incluir a verificação da correção desses registos para as unidades selecionadas.

Importa notar que não se espera que a AA calcule uma margem de erro com base nos resultados da auditoria de unidades de amostragem negativas. Contudo, recomenda-se que as unidades de amostragem negativas sejam selecionadas aleatoriamente. As correções financeiras derivadas de irregularidades detetadas pela AA ou pela CE que são constantemente monitorizadas pela AA poderão ser excluídas da amostra aleatória em unidades negativas. No caso de a AA entender, tendo em conta os problemas específicos, que prefere optar por uma abordagem baseada no risco, recomenda-se a aplicação de uma abordagem mista que inclua, pelo menos, uma parte das unidades de amostragem negativas selecionadas aleatoriamente.

A auditoria de unidades de amostragem negativas pode ser incluída na auditoria de contas para o período de programação 2014-2020.

#### **4.7 Estratificação**

A estratificação ocorre quando se divide a população em subpopulações denominadas estratos e se extraem amostras independentes de cada estrato.

O principal objetivo da estratificação é duplo: por um lado, permite, regra geral, uma melhoria da precisão (para a mesma dimensão da amostra) ou uma redução da dimensão da amostra (para o mesmo nível de precisão); por outro lado, garante que as subpopulações correspondentes a cada estrato estão representadas na amostra.

Sempre que seja expectável que o nível de erro (distorção) seja diferente para diferentes grupos na população (por exemplo, por programa, região, organismo intermediário, risco da operação), o recurso à estratificação representa uma boa opção.

Podem aplicar-se diferentes métodos de amostragem a diferentes estratos. Por exemplo, é comum aplicar uma auditoria de 100 % aos elementos de valor elevado e aplicar um método de amostragem estatística para auditar uma amostra dos restantes elementos de valor mais baixo incluídos no(s) estrato(s) adicional(is). Isto é útil quando a população inclui alguns elementos de valor consideravelmente elevado, uma vez que reduz a variabilidade em cada estrato e, portanto, permite uma melhoria da precisão (ou redução da dimensão da amostra).

#### **4.8 Unidade de amostragem**

No período de programação 2014-2020, a determinação da unidade de amostragem é regulada pelo Regulamento Delegado (UE) n.º 480/2014 da Comissão. Especificamente, o artigo 28.º do referido regulamento estipula:

*«A unidade de amostragem será determinada pela autoridade de auditoria, com base no critério profissional. A unidade de amostragem pode ser uma operação, um projeto no âmbito de uma operação ou um pedido de pagamento por parte de um beneficiário...»*

Sempre que a AA decidir usar uma operação como uma unidade de amostragem e o número de operações para um período de referência for insuficiente para permitir o uso de um método estatístico (esse limiar está entre 50 e 150 unidades populacionais), a utilização dos pedidos de pagamento como unidades de amostragem poderá ajudar a aumentar a dimensão da população até ao limiar que permite o uso de um método de amostragem estatística.

Tendo em conta o quadro jurídico previsto para o período de programação 2014-2020, a AA também pode optar por utilizar as operações (projetos) ou os pedidos de pagamento do beneficiário como a unidade de amostragem no período de programação 2007-2013.

#### **4.9 Materialidade**

Um nível máximo de materialidade de 2 % é aplicável às despesas declaradas à Comissão no período de referência (população positiva). A AA pode ponderar reduzir a

materialidade para efeitos de planeamento (erro admissível). A materialidade é utilizada:

- Como um limiar máximo para comparar o erro projetado nas despesas
- Para definir o erro admissível/aceitável que é utilizado para determinar a dimensão da amostra

#### **4.10 Erro admissível e precisão prevista**

O erro admissível é a margem máxima de erro aceitável que pode ser encontrada na população durante um determinado período de referência. Com um nível de 2 % de materialidade, este erro máximo admissível representa, portanto, 2 % das despesas declaradas à Comissão para o referido período de referência.

A precisão prevista é o erro de amostragem máximo aceite para a projeção de erros num determinado período de referência, ou seja, o desvio máximo entre o erro de população real e a projeção produzida a partir dos dados da amostra. Deve ser definida pelo auditor como um valor inferior ao erro admissível, porque de outro modo existirá um risco elevado de os resultados da amostragem de operações serem inconclusivos e poder ser necessária uma amostra complementar ou adicional.

Por exemplo, para uma população com um valor contabilístico total de 10 000 000 EUR, o erro admissível correspondente é de 200 000 EUR (2 % do valor contabilístico total). Se o erro projetado for de 5 000 EUR e o auditor estabelecer a precisão exatamente em 200 000 EUR (este erro surge porque o auditor observa apenas uma pequena parte da população, isto é, a amostra), o limite superior de erro (limite superior do intervalo de confiança) rondará os 205 000 EUR. Este é um resultado inconclusivo, já que temos um erro projetado de dimensão diminuta, mas um limite superior que excede o limiar de materialidade.

O modo mais adequado para definir a precisão prevista consiste em calculá-la como sendo igual à diferença entre o erro admissível e o erro esperado (o erro projetado que o auditor espera obter no final da auditoria). O erro esperado basear-se-á, evidentemente no critério profissional do auditor, apoiado pelas provas recolhidas nas atividades de auditoria em anos anteriores para a mesma população ou para populações semelhantes ou numa amostra preliminar/piloto.

Importa salientar que a escolha de um erro esperado realista é importante, uma vez que a dimensão da amostra depende grandemente do valor escolhido para este erro. Ver também a secção 7.1.

A secção 6 apresenta fórmulas pormenorizadas a utilizar no processo de determinação da dimensão da amostra.

## 4.11 Variabilidade

A variabilidade da população é um parâmetro muito influente para a dimensão da amostra. Regra geral, a variabilidade é medida por um parâmetro conhecido como desvio padrão<sup>15</sup> e é normalmente representada por  $\sigma$ . Por exemplo, para uma população de 100 operações em que todas as operações tenham o mesmo nível de erro de 1 000 000 EUR (erro médio de  $\mu = 1\,000\,000$  EUR) não existe variabilidade (com efeito, o desvio padrão dos erros é zero). Por outro lado, para uma população de 100 operações em que 50 partilham um erro de 0 EUR e as restantes 50 partilham um erro de 2 000 000 EUR (o mesmo erro médio de  $\mu = 1\,000\,000$  EUR) o desvio padrão dos erros é elevado (1 000 000 EUR).

**A dimensão da amostra necessária para auditar uma população de variabilidade reduzida é inferior à necessária para uma população de variabilidade elevada.** No caso extremo do primeiro exemplo (com uma variância de 0), uma dimensão da amostra de uma operação seria suficiente para projetar o erro da população com exatidão.

O desvio padrão ( $s$ ) é a medida mais comum da variabilidade, uma vez que é mais facilmente compreensível que a variância ( $s^2$ ). Com efeito, o desvio padrão é expresso nas unidades da variável para as quais procuramos medir a variabilidade. Pelo contrário, a variância é expressa no quadrado das unidades da variável cuja variabilidade medimos e é uma média simples dos quadrados dos valores do desvio da variável em redor da média<sup>16</sup>:

$$\text{Variance: } s^2 = \frac{1}{\# \text{ of units}} \sum_{i=1}^{\# \text{ of units}} (V_i - \bar{V})^2$$

em que  $V_i$  representa os valores individuais da variável  $V$  e  $\bar{V} = \frac{\sum_{i=1}^{\# \text{ of units}} V_i}{\# \text{ of units}}$  representa o erro médio.

O desvio padrão é simplesmente a raiz quadrada da variância:

$$s = \sqrt{s^2}$$

---

<sup>15</sup> O desvio padrão é uma medida da variabilidade da população em redor da sua média. Pode ser calculado utilizando erros ou valores contabilísticos. Quando calculado para a população é, regra geral, representado por  $\sigma$  e quando calculado para a amostra é representado por  $s$ . Quanto maior é o desvio padrão, mais heterogénea é a população (ou a amostra). A variância corresponde ao quadrado do desvio padrão.

<sup>16</sup> Sempre que a variância é calculada com os dados da amostra, deve incluir a fórmula alternativa  $s^2 = \frac{1}{\# \text{ of units} - 1} \sum_{i=1}^{\# \text{ of units}} (V_i - \bar{V})^2$  que deve ser utilizada a fim de compensar o nível de liberdade perdido na estimativa.

O desvio padrão dos erros dos exemplos mencionados no início da presente secção pode ser calculado do seguinte modo:

a) Caso 1

a.  $N=100$

b. Todas as operações têm o mesmo nível de erro de 1 000 000 EUR

c. Erro médio

$$\frac{\sum_{i=1}^{100} 1,000,000}{100} = \frac{100 \times 1,000,000}{100} = 1,000,000$$

d. Desvio padrão dos erros

$$s = \sqrt{\frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} (1,000,000 - 1,000,000)^2} = 0$$

b) Caso 2

a.  $N=100$

b. 50 operações têm 0 de erro e 50 operações têm 2 000 000 EUR de erro

c. Erro médio

$$\frac{\sum_{i=1}^{50} 0 + \sum_{i=1}^{50} 2,000,000}{100} = \frac{50 \times 2,000,000}{100} = 1,000,000$$

d. Desvio padrão dos erros

$$\begin{aligned} s &= \sqrt{\frac{1}{100} \left( \sum_{i=1}^{50} (0 - 1,000,000)^2 + \sum_{i=1}^{50} (2,000,000 - 1,000,000)^2 \right)} \\ &= \sqrt{\frac{50 \times 1,000,000^2 + 50 \times 1,000,000^2}{100}} \\ &= \sqrt{1,000,000^2} = 1,000,000 \end{aligned}$$

#### 4.12 Intervalo de confiança e limite superior de erro

O intervalo de confiança corresponde ao intervalo que contém o valor (erro) real (desconhecido) da população com uma certa probabilidade (grau de confiança). A fórmula geral do intervalo de confiança é a seguinte:

$$[EE - SE; EE + SE]$$

em que

- EE representa o erro projetado ou extrapolado; corresponde também ao erro mais provável (MLE) na terminologia MUS;
- SE representa a precisão (erro de amostragem).

O erro extrapolado/projetado (EE) e o limite superior de erro (EE+SE) são os dois instrumentos mais importantes para se concluir se a população de operações apresenta distorção material ou não<sup>17</sup>. Evidentemente, o ULE só pode ser calculado quando se utiliza amostragem estatística; portanto, para a amostragem não estatística, o EE constitui sempre a melhor estimativa do erro na população.

Quando se utiliza a amostragem estatística, podem ocorrer as seguintes situações:

- Se o EE for superior ao limiar de materialidade (a seguir 2 %, para efeitos de simplificação), então a AA conclui que existe erro material;
- Se o EE for inferior a 2 % e o ULE for inferior a 2 %, a AA conclui que a população não apresenta uma distorção superior a 2 % no nível especificado de risco de amostragem.
- Se o EE for inferior a 2 %, mas o ULE for superior a 2 %, a AA conclui que é necessário trabalho adicional. Segundo a orientação n.º 23<sup>18</sup> da INTOSAI, o trabalho adicional pode incluir:
  - *«solicitar à entidade controlada que investigue os erros/exceções detetados e a possibilidade de existência de erros/exceções adicionais. Tal pode conduzir a acordo relativamente a ajustamentos nas demonstrações financeiras;*
  - *efetuar mais testes com o objetivo de reduzir o risco de amostragem e assim a margem que se deverá utilizar para a avaliação dos resultados;*
  - *utilizar procedimentos de auditoria alternativos para obter garantias adicionais.»*

A AA deve utilizar o seu critério profissional para selecionar uma das opções acima indicadas e referi-la no RAC em conformidade.

Chama-se a atenção para o facto de que, na maioria dos casos em que o ULE seja bastante superior a 2 %, tal pode ser evitado ou minimizado se a AA considerar um erro esperado realista no cálculo da dimensão da amostra original (para mais pormenores, ver secções 7.1 e 7.2.2 abaixo).

Ao seguir a terceira opção (o erro projetado é inferior a 2 %, mas o ULE é superior a 2 %), em alguns casos, a AA pode considerar que os resultados ainda são conclusivos para um grau de confiança mais reduzido do que o previsto. **Quando este grau de confiança recalculado ainda for compatível com uma avaliação da qualidade dos sistemas de controlo e gestão, será seguro concluir que a população não apresenta**

---

<sup>17</sup> Os métodos estatísticos também permitem calcular o limite inferior de erro, o qual é menos importante para a avaliação dos resultados. Por essa razão, outros modelos estatísticos podem concentrar-se mais especificamente no erro projetado (o mais provável) e no limite superior do erro.

<sup>18</sup> Ver [http://www.eca.europa.eu/Lists/ECADocuments/GUIDELINES/GUIDELINES\\_PT.PDF](http://www.eca.europa.eu/Lists/ECADocuments/GUIDELINES/GUIDELINES_PT.PDF)

**distorção material mesmo sem realizar trabalhos de auditoria adicionais.** Ver secção 7.7 para uma explicação do novo cálculo dos graus de confiança.

#### 4.13 Grau de confiança

O regulamento estabelece o grau de confiança para se definir a dimensão da amostra para os testes substantivos.

Uma vez que a dimensão da amostra é diretamente afetada pelo grau de confiança, o objetivo do regulamento é claramente oferecer a possibilidade de reduzir o volume de trabalho de auditoria para sistemas com uma margem de erro reduzida estabelecida (e, portanto, com uma garantia elevada), mantendo o requisito de verificar um elevado número de elementos caso um sistema possua uma margem de erro potencialmente elevada (e, portanto, uma garantia reduzida).

O modo mais simples de interpretar o significado do grau de confiança consiste na probabilidade de um intervalo de confiança produzido por dados da amostra conter o erro real (desconhecido) da população. Por exemplo, se o erro na população for projetado para ser 6 000 000 EUR e o intervalo do grau de confiança de 90 % for

[5,000,000€; 7,000,000€],

tal significa que existe uma probabilidade de 90 % de o erro real (mas desconhecido) da população se encontrar entre estes dois valores. As implicações destas opções estratégicas para o planeamento da auditoria e a amostragem de operações encontram-se explicadas nos capítulos seguintes.

#### 4.14 Margem de erro

A **margem de erro da amostra** é calculada como o rácio entre o erro total na amostra e o valor contabilístico total dos elementos sujeitos a amostragem, a **margem de erro projetada** é calculada como o rácio entre o **erro projetado da população** e o valor contabilístico total. Mais uma vez, importa salientar que o erro da amostra não tem interesse por si só, uma vez que deve ser considerado um mero instrumento para calcular o erro projetado<sup>19</sup>.

---

<sup>19</sup> Em alguns métodos de amostragem, nomeadamente nos que se baseiam na seleção de igual probabilidade, a margem de erro da amostra pode ser utilizada para projetar a margem de erro da população.

## 5 Técnicas de amostragem para a auditoria de operações

### 5.1 Panorâmica geral

No âmbito da auditoria de operações, o objetivo da amostragem consiste em selecionar as operações a auditar através de testes substantivos; a população abrange as despesas declaradas à Comissão referentes a operações no âmbito de um programa/grupo de programas no período de referência.

A figura 5 apresenta um resumo dos métodos de amostragem mais utilizados para efeitos de auditoria.

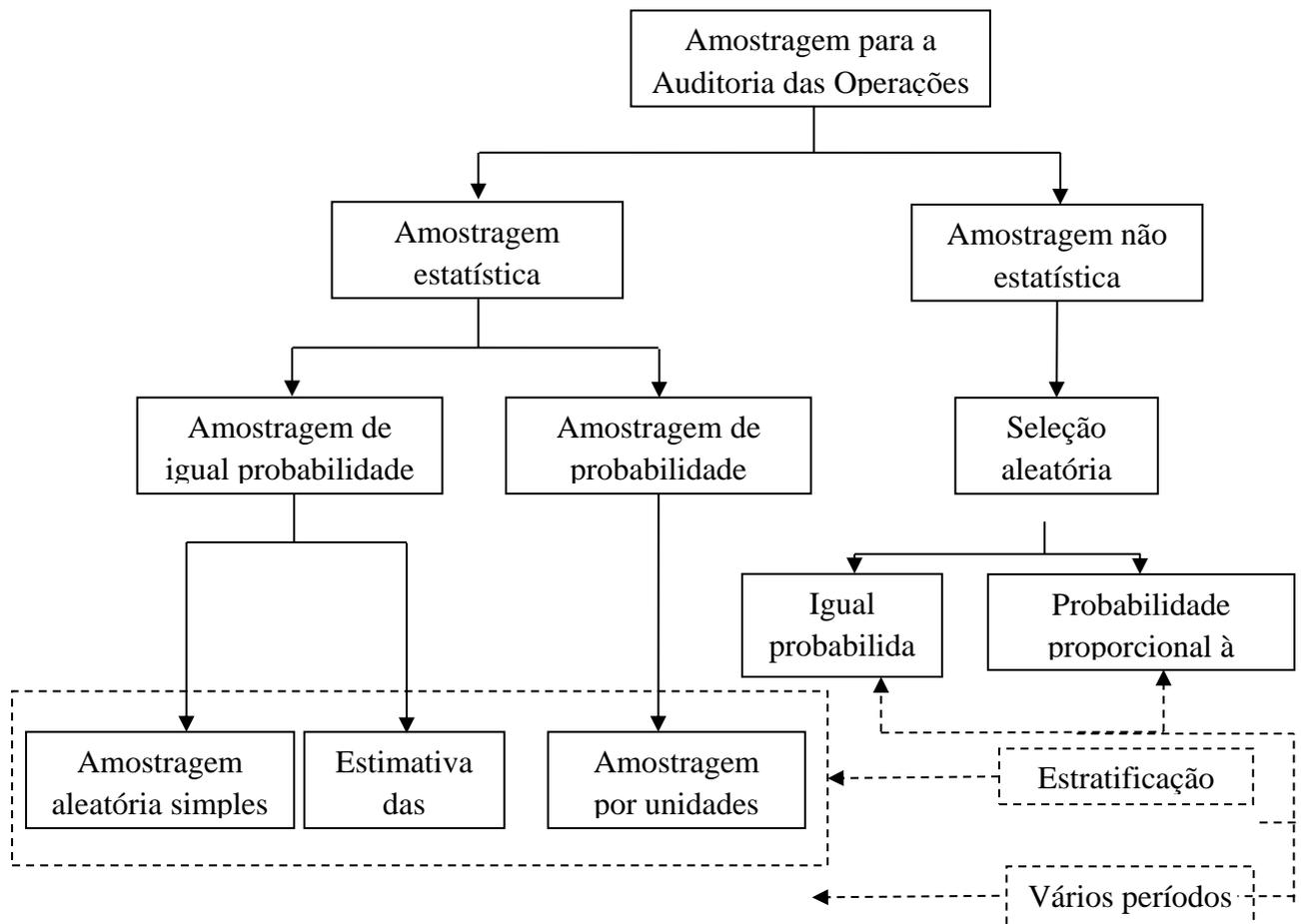


Fig. 5 Métodos de amostragem para a auditoria de operações

Tal como supramencionado, importa notar que a primeira distinção entre métodos de amostragem é realizada entre amostragem estatística e não estatística.

A secção 5.2 apresenta as condições de aplicabilidade das diferentes concepções de amostragem e refere as situações extremas excepcionais em que a amostragem não estatística é admissível.

No âmbito da amostragem estatística, a distinção mais importante entre métodos baseia-se nas probabilidades de seleção: métodos de igual probabilidade de seleção (incluindo

amostragem aleatória simples e estimativa das diferenças) e métodos de probabilidade proporcional à dimensão dos quais se destaca o conhecido método de amostragem por unidade monetária (MUS).

A amostragem por unidade monetária (MUS) constitui, com efeito, uma probabilidade proporcional à dimensão (PPS). O nome deve-se ao facto de as operações serem seleccionadas com probabilidades proporcionais ao seu valor monetário. Quanto mais elevado for o valor monetário, maior será a probabilidade de seleção. Mais uma vez, as condições favoráveis para a aplicação de cada método específico são apresentadas na secção seguinte.

Não obstante o método de amostragem específico que é seleccionado, a auditoria de operações através de amostragem deve seguir sempre uma estrutura básica comum:

1. **Definir os objetivos dos testes substantivos:** regra geral, a determinação do nível de erro nas despesas declaradas à Comissão para um determinado ano, para um programa (ou grupo de programas) com base numa projeção a partir de uma amostra.
2. **Definir a população:** as despesas declaradas à Comissão para um determinado ano, para um programa ou um grupo de programas e a **unidade de amostragem**, que é o elemento a seleccionar para a amostra (normalmente a operação, embora estejam disponíveis outras possibilidades, tais como o pedido de pagamento).
3. **Definir os parâmetros da população:** inclui-se aqui a definição do erro admissível (2 % das despesas declaradas à Comissão), do erro esperado (previsto pelo auditor), do grau de confiança (tendo em conta o modelo do risco de auditoria) e (regra geral) de uma medida da variabilidade da população.
4. **Determinar a dimensão da amostra**, de acordo com o método de amostragem aplicado. Importa salientar que a dimensão final da amostra é sempre arredondada ao número inteiro imediatamente superior<sup>20</sup>.
5. **Selecionar a amostra e realizar a auditoria**
6. **Projetar resultados, calcular a precisão e retirar conclusões:** este passo abrange o cálculo da precisão e do erro projetado e a comparação destes resultados com o limiar de materialidade.

A escolha de um método de amostragem particular apura esta estrutura arquetípica, fornecendo uma fórmula para calcular a dimensão da amostra e um enquadramento para a projeção de resultados.

Importa enfatizar ainda que as fórmulas específicas para a determinação da dimensão da amostra variam consoante o método de amostragem escolhido. Todavia,

---

<sup>20</sup> Caso a dimensão da amostra seja calculada para estratos e períodos diferentes, é aceitável que as dimensões da amostra para alguns estratos/períodos não sejam arredondadas, desde que a dimensão geral da amostra seja arredondada.

independentemente do método escolhido, a dimensão da amostra dependerá de três parâmetros:

- O grau de confiança (quanto mais elevado for o grau de confiança, maior será a dimensão da amostra);
- A variabilidade da população<sup>21</sup> (ou seja, quão variáveis são os valores da população; se todas as operações na população apresentarem valores de erro semelhantes, considera-se que a população é menos variável que uma população em que todas as operações apresentam valores de erro extremamente diferentes). Quanto mais elevada for a variabilidade da população, maior será a dimensão da amostra;
- A precisão prevista fixada pelo auditor; esta precisão prevista é, regra geral, a diferença entre o erro admissível de 2 % das despesas e o erro esperado. Assumindo um erro esperado inferior a 2 %, quanto maior for o erro esperado (ou quanto menor for a precisão prevista) maior será a dimensão da amostra.

São apresentadas fórmulas específicas para a determinação da dimensão da amostra na secção 6. Todavia, uma regra geral importante consiste em nunca utilizar uma dimensão da amostra inferior a 30 unidades (de modo que os pressupostos de distribuição utilizados para criar intervalos de confiança se verifiquem).

## **5.2 Condições de aplicabilidade da conceção da amostragem**

Como nota preliminar sobre a escolha de um método para seleccionar as operações a auditar, embora os critérios que devam conduzir a esta decisão sejam numerosos, do ponto de vista estatístico, a escolha baseia-se principalmente na expectativa no que se refere à variabilidade dos erros e à sua relação com a despesa.

O quadro a seguir apresenta algumas indicações sobre os métodos mais adequados consoante os critérios.

---

<sup>21</sup> O cálculo da dimensão da amostra no âmbito de uma abordagem MUS conservadora não depende de quaisquer parâmetros relacionados com a variabilidade para a população.

<b>Método de amostragem</b>	<b>Condições favoráveis</b>
MUS padrão	Os erros apresentam uma variabilidade elevada <sup>22</sup> e são aproximadamente proporcionais ao nível das despesas (ou seja, as margens de erros apresentam uma variabilidade reduzida). Os valores das despesas por operação apresentam uma variabilidade elevada.
MUS conservadora	Os erros apresentam uma variabilidade elevada e são aproximadamente proporcionais ao nível das despesas. Os valores das despesas por operação apresentam uma variabilidade elevada. Prevê-se que a proporção de erros seja reduzida <sup>23</sup> O erro esperado tem de ser inferior a 2 %
Estimativa das diferenças	Os erros são relativamente constantes ou de variabilidade reduzida. É necessária uma estimativa da despesa total corrigida na população.
Amostragem aleatória simples	Método geral proposto que pode ser aplicado nos casos em que as condições anteriores não se verificam. Pode ser aplicado através da utilização da estimativa da média por unidade ou da estimativa do rácio (ver na secção 6.1.1.3 as orientações relativas à escolha entre estas duas técnicas de estimativa).
Métodos não estatísticos	Caso a aplicação de métodos estatísticos seja impossível (ver discussão infra).
Estratificação	Pode ser utilizada em conjunto com qualquer um dos métodos acima. É particularmente útil nos casos em que se prevê que o nível de erro varie significativamente entre grupos populacionais (subpopulações).

Quadro 2. Condições favoráveis para a escolha dos métodos de amostragem

Embora os conselhos anteriores devam ser seguidos, a verdade é que nenhum método pode ser universalmente classificado como o único método adequado ou até como o

<sup>22</sup> A variabilidade elevada implica que os erros nas operações não são semelhantes, ou seja, existem erros pequenos e grandes em contraste com o caso em que todos os erros apresentam valores mais ou menos semelhantes (ver secção 4.11).

<sup>23</sup> Uma vez que a abordagem MUS conservadora se baseia numa distribuição para acontecimentos raros, é especialmente adequada quando se prevê que o rácio do número de erros para o número total de operações na população (proporção de erros) seja reduzido.

«melhor método». Em geral, todos os métodos podem ser aplicados. A consequência da escolha de um método que não é o mais adequado para uma determinada situação consiste no facto de a dimensão da amostra ter de ser superior à obtida ao utilizar um método mais adequado. Contudo, será sempre possível seleccionar uma amostra representativa através de qualquer um dos métodos, desde que se tenha em consideração uma dimensão da amostra adequada.

Importa salientar ainda que a estratificação pode ser utilizada em conjunto com qualquer método de amostragem. A fundamentação subjacente à estratificação é a divisão da população em grupos (estratos) mais homogéneos (com menos variabilidade) do que a população total. Em vez de ter uma população com uma variabilidade elevada, é possível ter duas ou mais subpopulações com variabilidade mais reduzida. A estratificação deve ser utilizada para **minimizar a variabilidade ou para isolar subgrupos da população geradores de erros**. Em ambos os casos, a estratificação reduzirá a dimensão da amostra necessária.

Tal como supracitado, a amostragem estatística deve ser utilizada para retirar conclusões acerca do montante do erro numa população. No entanto, existem casos especiais que justificam que um método de amostragem não estatística possa ser utilizado com base no critério profissional da autoridade de auditoria, de acordo com as normas de auditoria internacionalmente aceites.

Na prática, as situações específicas que podem justificar a utilização de uma amostragem não estatística estão relacionadas com a dimensão da população. De facto, pode acontecer que funcione com uma população muito reduzida, cuja dimensão seja insuficiente para permitir a utilização de métodos estatísticos (a população é mais reduzida ou mais próxima da dimensão da amostra recomendada)<sup>24</sup>.

A autoridade de auditoria deve utilizar todos os meios possíveis para obter uma população suficientemente vasta: através do agrupamento de programas que façam parte de um sistema comum; e/ou através da utilização dos pedidos de pagamento periódicos dos beneficiários como unidade. A AA deve igualmente ter em consideração que, mesmo numa situação extrema em que a abordagem estatística não é possível no início do período de programação, esta deve ser aplicada assim que possível.

### 5.3 Notação

Antes de apresentar os principais métodos de amostragem para auditoria de operações, é útil definir um conjunto de conceitos relacionados com a amostragem que são comuns a todos os métodos. Assim:

---

<sup>24</sup> Ver secção 6.4.1.

- $z$  é um parâmetro da distribuição normal relacionado com o grau de confiança determinado a partir de auditorias dos sistemas. Os valores possíveis de  $z$  são apresentados no seguinte quadro. No apêndice 3, é possível encontrar um quadro completo com os valores da distribuição normal.

<b>Grau de confiança</b>	<b>60 %</b>	<b>70 %</b>	<b>80 %</b>	<b>90 %</b>	<b>95 %</b>
<b>Nível de garantia do sistema</b>	Elevado	Moderado	Moderado	Reduzido	Garantia inexistente
$z$	0,842	1,036	1,282	1,645	1,960

Quadro 3. Valores de  $z$  por grau de confiança

- $N$  é a dimensão da população (por exemplo, o número de operações num programa ou pedidos de pagamento); caso a população seja estratificada, utiliza-se um índice  $h$  para identificar o respetivo estrato,  $N_h, h = 1, 2, \dots, H$  e  $H$  é o número de estratos;
- $n$  é a dimensão da amostra; caso a população seja estratificada, utiliza-se um índice  $h$  para identificar o respetivo estrato,  $n_h, h = 1, 2, \dots, H$  e  $H$  é o número de estratos;
- $TE$  é o erro máximo admissível permitido pelo regulamento, ou seja, 2 % da despesa total declarada à Comissão (o valor contabilístico,  $BV$ );
- $BV_i, i = 1, 2, \dots, N$  é o valor contabilístico (a despesa declarada à Comissão) de um elemento (operação/pedido de pagamento);
- $CBV_i, i = 1, 2, \dots, N$  é o valor contabilístico corrigido, a despesa determinada após procedimentos de auditoria de um elemento (operação/pedido de pagamento);
- $E_i = BV_i - CBV_i, i = 1, 2, \dots, N$ , é o montante do erro de um elemento e é definido como a diferença entre o valor contabilístico do  $i$ -ésimo elemento incluído na amostra e o respetivo valor contabilístico corrigido; caso a população seja estratificada, utiliza-se um índice  $h$  para identificar o respetivo estrato,  $E_{hi} = BV_{hi} - CBV_{hi}, i = 1, 2, \dots, N_h, h = 1, 2, \dots, H$  e  $H$  é o número de estratos;
- $AE$  é o erro esperado definido pelo auditor com base no nível previsto de erro ao nível das operações (por exemplo, uma margem de erro esperada multiplicada pela despesa Total ao nível da população).  $AE$  pode ser obtido a partir de dados históricos (erro projetado no período anterior) ou a partir de uma amostra preliminar/piloto de dimensão reduzida (a mesma que é utilizada para determinar o desvio padrão).

Os parâmetros acima mencionados são frequentemente acompanhados nas orientações por subscritos específicos que poderão estar relacionados com o carácter do parâmetro ou um estrato a que se refere o parâmetro. Em especial:

- $r$  é utilizado com desvio padrão quando se refere ao desvio padrão das margens de erro;
- $e$  refere-se a um estrato exaustivo/estrato de valor elevado; se utilizada com o desvio padrão, esta notação também poderá referir-se ao desvio padrão dos erros (em oposição ao desvio padrão das margens de erro);
- $w$  é utilizado com desvio padrão quando se faz uso de um valor ponderado;
- $s$  refere-se a um estrato não exaustivo;
- $t$  é utilizado com fórmulas de amostragem estratificadas de dois ou vários períodos para indicar períodos específicos;
- $q$  é utilizado com desvio padrão para se referir à variável  $q$  na amostragem aleatória simples (estimativa de rácio)
- $h$  refere-se a um estrato.

Se um parâmetro for acompanhado de vários subscritos, estes poderão ser utilizados por uma ordem diferente, sem alterar o significado da notação.

## **6 Métodos de amostragem**

### **6.1 Amostragem aleatória simples**

#### **6.1.1 Abordagem padrão**

##### **6.1.1.1 Introdução**

A amostragem aleatória simples é um método de amostragem estatística. É o método mais conhecido de entre os métodos de seleção com igual probabilidade. Tem como objetivo projetar o nível de erro observado na amostra para toda a população.

A unidade estatística a sujeitar a amostragem é a operação (ou o pedido de pagamento). As unidades na amostra são selecionadas aleatoriamente com igual probabilidade. A amostragem aleatória simples é um método genérico que é compatível com diferentes tipos de populações, mas, como não utiliza informações complementares, necessita geralmente de dimensões da amostra superiores às da MUS (sempre que o nível de despesa varie significativamente entre as operações e exista uma associação positiva entre despesas e erros). A projeção de erros pode basear-se em dois submétodos: estimativa da média por unidade ou estimativa do rácio (ver secção 6.1.1.3).

Tal como todos os outros métodos, este método pode ser combinado com a estratificação (as condições favoráveis à estratificação são discutidas na secção 5.2).

##### **6.1.1.2 Dimensão da amostra**

O cálculo da dimensão da amostra  $n$  no âmbito de uma amostragem aleatória simples tem por base as seguintes informações:

- Dimensão da população  $N$
- O grau de confiança determinado a partir da auditoria dos sistemas e o respetivo coeficiente  $z$  da distribuição normal (ver secção 5.3)
- O erro máximo admissível  $TE$  (normalmente 2 % da despesa total)
- O erro esperado  $AE$  escolhido pelo auditor de acordo com critérios profissionais e informações prévias
- O desvio padrão  $\sigma_e$  dos erros.

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo<sup>25</sup>:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_e}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_e$  é o desvio padrão dos erros na população. Note-se que se presume que este desvio padrão dos erros para a população total é conhecido no cálculo *supra*. Na prática, este quase nunca será o caso e as autoridades de auditoria terão de se basear em dados históricos (desvio padrão dos erros para a população no período anterior) ou numa amostra preliminar/piloto de reduzida dimensão (recomenda-se que a dimensão da amostra não seja inferior a 20 ou 30 unidades). No último caso, é seleccionada uma amostra preliminar de dimensão  $n^p$  e é obtida uma estimativa preliminar da variância dos erros (quadrado do desvio padrão) através de:

$$\sigma_e^2 = \frac{1}{n^p - 1} \sum_{i=1}^{n^p} (E_i - \bar{E})^2,$$

em que  $E_i$  representa os erros individuais para as unidades na amostra e  $\bar{E} = \frac{\sum_{i=1}^{n^p} E_i}{n^p}$  representa o erro médio da amostra.

Importa notar que a amostra-piloto pode ser posteriormente utilizada como parte da amostra escolhida para auditoria.

---

<sup>25</sup> Ao lidar com uma dimensão da amostra reduzida, ou seja, se a dimensão final da amostra representar uma grande proporção da população (como regra geral, mais de 10 % da população) pode ser utilizada uma fórmula mais exata que conduza a  $n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_e}{TE - AE} \right)^2 / \left( 1 + \left( \frac{\sqrt{N} \times z \times \sigma_e}{TE - AE} \right)^2 \right)$ . Esta correção é válida para a amostragem aleatória simples e para a estimativa das diferenças. Pode igualmente ser introduzida em dois passos, calculando a dimensão da amostra  $n$  com a fórmula normal e corrigindo-a sequencialmente utilizando  $n' = \frac{n \times N}{n + N - 1}$ .

### 6.1.1.3 Erro projetado

Existem duas formas possíveis de projetar o erro de amostragem para a população. A primeira baseia-se numa estimativa da média por unidade (erros absolutos) e a segunda baseia-se numa estimativa do rácio (margens de erro).

#### **Estimativa da média por unidade (erros absolutos)**

Multiplicar o erro médio por operação observado na amostra pelo número de operações na população, obtendo-se o erro projetado:

$$EE_1 = N \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{n}.$$

#### **Estimativa do rácio (margens de erro)**

Multiplicar a margem de erro média observada na amostra pelo valor contabilístico ao nível da população:

$$EE_2 = BV \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{\sum_{i=1}^n BV_i}$$

A margem de erro da amostra na fórmula *supra* é simplesmente a divisão do montante total de erro na amostra pelo montante total das despesas das unidades na amostra (despesa auditada).

Não é possível conhecer *a priori* qual é o melhor método de extrapolação, já que os seus méritos relativos dependem do nível de associação entre os erros e a despesa. Como regra geral básica, o segundo método deve ser utilizado apenas nos casos em que existe a expectativa de uma associação elevada entre erros e despesa (os elementos de valor mais elevado tendem a apresentar erros mais elevados) e o primeiro método (média por unidade) nos casos em que existe uma expectativa de que os erros sejam relativamente independentes do nível de despesa (erros mais elevados podem ser encontrados em unidades de nível de despesa quer elevado quer reduzido). Na prática, esta avaliação pode ser efetuada através da utilização de dados da amostra, uma vez que a decisão sobre o método de extrapolação pode ser tomada após a seleção e auditoria da amostra. Para seleccionar o método de extrapolação mais adequado, convém utilizar os dados da amostra para calcular a variância dos valores contabilísticos das unidades de amostra ( $VAR_{BV}$ ) e a covariância entre os erros e os valores contabilísticos das mesmas unidades ( $COV_{E,BV}$ ). Formalmente, a estimativa do rácio deve ser seleccionada sempre que  $\frac{COV_{E,BV}}{VAR_{BV}} > ER/2$ , em que ER representa a margem de erro da amostra, ou seja, o rácio entre a soma dos erros na amostra e as despesas auditadas. Sempre que a condição anterior não se verifique, deve ser utilizada a estimativa de média por unidade para projetar os erros para a população.

#### 6.1.1.4 Precisão

Importa recordar que a precisão (o erro de amostragem) é uma medida da incerteza associada à projeção (extrapolação). Calcula-se de modo diferente de acordo com o método que foi utilizado para a extrapolação.

##### **Estimativa da média por unidade (erros absolutos)**

A precisão é dada pela seguinte fórmula

$$SE_1 = N \times z \times \frac{s_e}{\sqrt{n}}$$

em que  $s_e$  é o desvio padrão dos erros na amostra (agora calculado a partir da mesma amostra utilizada para projetar os erros para a população)

$$s_e^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (E_i - \bar{E})^2$$

##### **Estimativa do rácio (margens de erro)**

A precisão é dada pela seguinte fórmula

$$SE_2 = N \times z \times \frac{s_q}{\sqrt{n}}$$

em que  $s_q$  é o desvio padrão da variável da amostra  $q$ :

$$q_i = E_i - \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{\sum_{i=1}^n BV_i} \times BV_i.$$

Esta variável é, para cada unidade na amostra, calculada como a diferença entre o seu erro e o produto entre o seu valor contabilístico e a margem de erro na amostra.

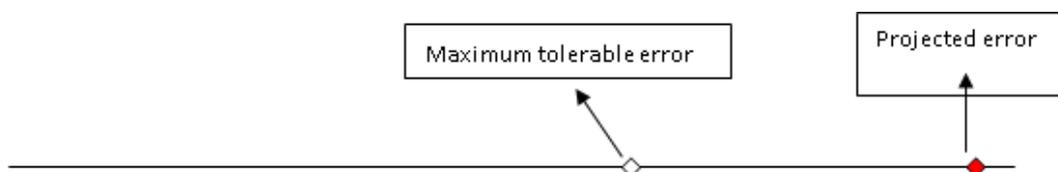
#### 6.1.1.5 Avaliação

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da extrapolação

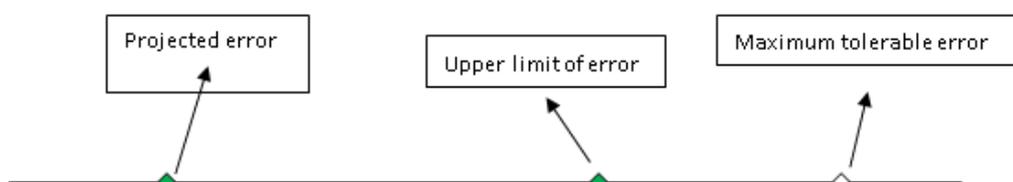
$$ULE = EE + SE$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria:

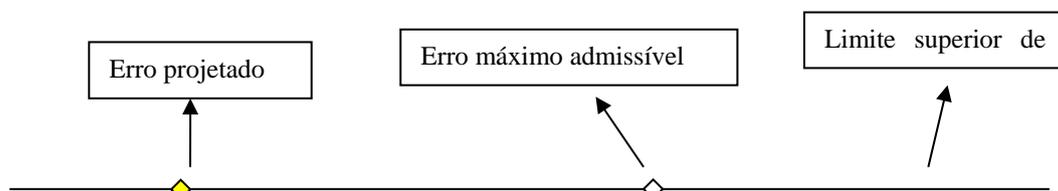
- Se o erro projetado for superior ao erro máximo admissível, isto implica que o auditor concluirá que existem provas suficientes para sustentar que os erros na população são superiores ao limiar de materialidade:



- Se o limite superior de erro for inferior ao erro máximo admissível, o auditor deve concluir que os erros na população são inferiores ao limiar de materialidade.



- Se o erro projetado for inferior ao erro máximo admissível, mas o limite superior de erro for superior ao erro máximo admissível, tal significa que os resultados da amostragem podem ser inconclusivos. Ver explicações abaixo, na secção 4.12



#### 6.1.1.6 Exemplo

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações num programa ou grupo de programas. As auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia moderado. Portanto, um grau de confiança de 80 % parece ser adequado para a auditoria de operações. O quadro seguinte apresenta as características principais da população.

Dimensão da população (número de operações)	3.852
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	46 501 186 EUR

Uma amostra preliminar de 20 operações produziu uma estimativa preliminar para o desvio padrão dos erros de 518 EUR (calculado em MS Excel como «:=STDEV.S(D2:D21)»):

	A	B	C	D
1	<b>Operation</b>	<b>Book Value (BV)</b>	<b>Correct Value (AV)</b>	<b>Error</b>
2	98	13,054 €	13,054 €	- €
3	120	10,758 €	10,758 €	- €
4	542	8,714 €	8,264 €	450 €
5	554	8,645 €	8,645 €	- €
6	587	9,297 €	9,297 €	- €
7	1156	7,908 €	7,908 €	- €
8	1325	6,717 €	6,717 €	- €
9	1453	16,535 €	16,535 €	- €
10	1840	15,718 €	15,718 €	- €
11	1904	13,175 €	13,175 €	- €
12	2028	6,486 €	6,486 €	- €
13	2338	13,072 €	13,072 €	- €
14	2428	8,753 €	8,753 €	- €
15	2735	17,507 €	17,507 €	- €
16	3054	8,875 €	8,875 €	- €
17	3196	6,568 €	6,568 €	- €
18	3276	6,478 €	6,478 €	- €
19	3321	12,448 €	12,448 €	- €
20	3366	17,894 €	15,598 €	2,296 €
21	3666	13,558 €	13,558 €	- €
22	<b>Total</b>	<b>222,160 €</b>	<b>219,413 €</b>	<b>2,747 €</b>
23	<b>Sample error rate:=D22/B22 -----&gt;</b>			<b>1.24%</b>
24	<b>Sample standard deviation of errors:= STDEV.S(D2:D21) -----&gt;</b>			<b>518 €</b>

O primeiro passo consiste em calcular a dimensão da amostra necessária, recorrendo à fórmula:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_e}{TE - AE} \right)^2$$

sendo que  $z$  é 1,282 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 80 %),  $\sigma_e$  é 518 EUR e  $TE$ , o erro admissível, é de 2 % (nível máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento) do valor contabilístico, isto é, 2 % x 46 501 186 EUR = 930 024EUR. Esta amostra preliminar produz uma margem de erro da amostra de 1,24 %. Além disso, com base na experiência de anos anteriores e nas conclusões do relatório sobre sistemas de gestão e de controlo, a autoridade de auditoria espera uma margem de erro não superior a 1,24 %. Assim  $AE$ , o erro esperado, é 1,24 % da despesa total, ou seja, 1,24 % x 46 501 186 EUR = 576 615 EUR

$$n = \left( \frac{3,852 \times 1.282 \times 518}{930,024 - 576,615} \right)^2 \approx 53$$

Portanto, a amostra deve ter uma dimensão mínima de 53 operações.

A amostra preliminar anterior de 20 é utilizada como parte da amostra principal. Por conseguinte, o auditor deve selecionar aleatoriamente apenas mais 33 operações. O quadro seguinte apresenta os resultados para toda a amostra de 53 operações:

	A	B	C	D	E	F
1	Operation	Book Value (BV)	Correct Value (AV)	Error	Error rate	q_i
2	(1)	(2)	(3)	(4)	(4)/(2)	(4)-SUM(4)/SUM(2)*(2)
3	74	9,093 €	9,093 €	- €	0.00%	107.17 €
4	98	13,054 €	13,054 €	- €	0.00%	153.85 €
5	120	10,758 €	10,758 €	- €	0.00%	126.79 €
6	153	16,194 €	16,194 €	- €	0.00%	190.86 €
7	223	11,662 €	11,662 €	- €	0.00%	137.45 €
8	246	16,331 €	16,331 €	- €	0.00%	192.48 €
9	542	8,714 €	8,264 €	450 €	5.17%	347.61 €
10	554	8,645 €	8,645 €	- €	0.00%	101.89 €
11	587	9,297 €	9,297 €	- €	0.00%	109.57 €
12	915	7,999 €	7,999 €	- €	0.00%	94.28 €
13	1014	11,906 €	11,906 €	- €	0.00%	140.32 €
14	1114	15,505 €	15,505 €	- €	0.00%	182.74 €
15	1156	7,908 €	7,908 €	- €	0.00%	93.20 €
16	1325	6,717 €	6,717 €	- €	0.00%	79.17 €
17	1403	9,730 €	9,730 €	- €	0.00%	114.68 €
18	1453	16,535 €	16,535 €	- €	0.00%	194.88 €
19	1577	17,723 €	17,723 €	- €	0.00%	208.88 €
20	1621	16,095 €	16,095 €	- €	0.00%	189.69 €
21	1624	15,171 €	15,171 €	- €	0.00%	178.80 €
54	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)
55	3749	9971	9971	0	0.00%	117.52 €
56	<b>Total</b>	<b>661,580 €</b>	<b>653,783 €</b>	<b>7,797 €</b>		
57	<b>Sample standard deviation of errors:= STDEV.S(D3:D55)-----&gt;</b>			<b>758 €</b>		<b>755 €</b>

O valor contabilístico total das 53 operações sujeitas a amostragem é de 661 580 EUR (calculado em MS Excel como «:=SUM(B3:B55)»). O montante total de erro na amostra é de 7 797 EUR (calculado em MS Excel como «:=SUM(D3:D55)»). Este montante, dividido pela dimensão da amostra, representa o erro médio da operação.

A fim de determinar se a estimativa da média por unidade ou a estimativa do rácio é o melhor método de estimativa, a AA calcula o rácio da covariância entre os erros e os valores contabilísticos em relação à variância dos valores contabilísticos das operações objeto de amostra, que é igual a 0,02078. Como o rácio é superior a metade da margem de erro da amostra ((7 797 EUR/661 580)/2=0,0059), a autoridade de auditoria pode ter a certeza de que a estimativa do rácio é o método de estimativa mais fiável. Para fins pedagógicos, ambos os métodos de estimativa são ilustrados abaixo.

Ao utilizar a estimativa da média por unidade, a projeção do erro para a população é calculada através da multiplicação deste erro médio pela dimensão da população (3 852 neste exemplo). Este valor representa o erro projetado ao nível do programa:

$$EE_1 = N \times \frac{\sum_{i=1}^{53} E_i}{n} = 3,852 \times \frac{7,797}{53} = 566,703.$$

Ao utilizar a estimativa do rácio, a projeção dos erros para a população pode ser conseguida através da multiplicação da margem de erro média observada na amostra pelo valor contabilístico ao nível da população:

$$EE_2 = BV \times \frac{\sum_{i=1}^{53} E_i}{\sum_{i=1}^{53} BV_i} = 46,501,186 \times \frac{7,797}{661,580} = 548,058.$$

A margem de erro da amostra na fórmula *supra* é simplesmente a divisão do montante total de erro na amostra pela despesa total auditada.

A margem de erro projetada é calculada como o rácio entre o erro projetado e o valor contabilístico da população (despesa total). Ao utilizar a estimativa da média por unidade, a margem de erro projetada é:

$$r_1 = \frac{566,703}{46,501,186} = 1.22\%$$

e ao utilizar a estimativa do rácio é:

$$r_2 = \frac{548,058}{46,501,186} = 1.18\%$$

Em ambos os casos, o erro projetado é inferior ao nível de materialidade. Todavia, apenas é possível tirar as conclusões finais após ter em conta o erro de amostragem (precisão).

O primeiro passo para obter a precisão consiste em calcular o desvio padrão dos erros na amostra (calculado em MS Excel como «:=STDEV.S(D3:D55)»):

$$s_e = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (E_i - \bar{E})^2} = \sqrt{\frac{1}{52} \sum_{i=1}^{53} (E_i - \bar{E})^2} = 758.$$

Portanto, a precisão da estimativa da média por unidade é dada por:

$$SE_1 = N \times z \times \frac{s_e}{\sqrt{n}} = 3,852 \times 1.282 \times \frac{758}{\sqrt{53}} = 514,169.$$

Para a estimativa do rácio é necessário criar a variável:

$$q_i = E_i - \frac{\sum_{i=1}^{53} E_i}{\sum_{i=1}^{53} BV_i} \times BV_i.$$

Esta variável encontra-se na última coluna do quadro (coluna F). Por exemplo, o valor na célula F3 é dado pelo valor do erro da primeira operação (0 EUR) menos a soma dos erros da amostra, na coluna D, 7 797 EUR («:=SUM(D3:D55)») dividido pela despesa auditada, na coluna B, 661 580 EUR («:=SUM(B3:B55)») e multiplicado pelo valor contabilístico da operação (9 093 EUR):

$$q_1 = 0 - \frac{7,797}{661,580} \times 9,093 = -107.17.$$

Dado o desvio padrão desta variável,  $s_q = 755$  (calculado em MS Excel como «:=STDEV.S(F3:F55)»), a precisão para a estimativa do rácio é dada pela seguinte fórmula:

$$SE_2 = N \times z \times \frac{s_q}{\sqrt{n}} = 3,852 \times 1.282 \times \frac{755}{\sqrt{53}} = 512,134$$

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). Este limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da projeção

$$ULE = EE + SE$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria:

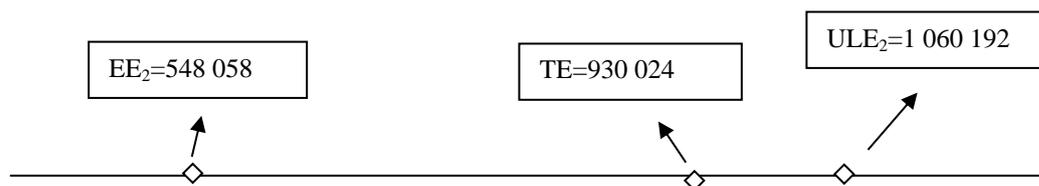
$$ULE_1 = EE_1 + SE_1 = 566,703 + 514,169 = 1,080,871$$

ou

$$ULE_2 = EE_2 + SE_2 = 548,058 + 512,134 = 1,060,192$$

Finalmente, ao comparar o limiar de materialidade de 2 % do valor contabilístico total do programa (2 % x 46 501 186 EUR = 930 024 EUR) com o erro projetado e o limite superior de erro para a estimativa do rácio (uma vez que este era o método de projeção selecionado), a conclusão é que o erro projetado é inferior ao erro máximo admissível, mas o limite superior de erro é superior ao erro máximo admissível. O auditor pode concluir que é necessário trabalho adicional, uma vez que não existem provas

suficientes para sustentar que a população não apresenta distorção material. O trabalho adicional específico necessário é discutido na secção 5.11.



## 6.1.2 Amostragem aleatória simples estratificada

### 6.1.2.1 Introdução

Na amostragem aleatória simples estratificada, a população é dividida em subpopulações denominadas estratos e são recolhidas amostras independentes de cada estrato, utilizando a abordagem da amostragem aleatória simples padrão.

Os critérios escolhidos para aplicar a estratificação devem ter em consideração que na estratificação pretendemos encontrar grupos (estratos) com menos variabilidade do que a população total. Com a amostragem aleatória simples, a estratificação por nível de despesa por operação é, regra geral, uma boa abordagem, sempre que se espere que o nível de erro esteja associado ao nível de despesa. Outras variáveis que previsivelmente expliquem o nível de erro nas operações são igualmente boas opções para a estratificação. Algumas escolhas possíveis são programas, regiões, organismos intermediários, classes baseadas no risco da operação, etc.

Se for aplicada a estratificação por nível de despesa, convém começar por identificar um estrato de valor elevado<sup>26</sup>, executar uma auditoria de 100 % a estes elementos, e realizar uma amostragem aleatória simples para auditar amostras dos restantes elementos de valor reduzido que estão incluídos no(s) estrato(s) adicional(is). Isto é útil nos casos em que a população inclui poucos elementos de valor elevado. Neste caso, os elementos pertencentes ao estrato de 100 % devem ser retirados da população e todos os passos contemplados nas restantes secções serão aplicáveis apenas à população dos elementos de valor reduzido. Importa salientar que não é obrigatório auditar 100 % das unidades do estrato de valor elevado. A AA pode desenvolver uma estratégia com base em vários estratos, correspondentes a diferentes níveis de despesa e auditar todos os estratos através de amostragem. Se existir um estrato 100% auditado, cabe salientar que a precisão prevista para a determinação da dimensão da amostra deve, contudo, basear-se no valor contabilístico total da população. Com efeito, uma vez que a única fonte de

<sup>26</sup> Não existe uma regra geral para identificar o valor-limite para o estrato de valor elevado. Uma regra geral seria incluir todas as operações cuja despesa é superior à materialidade (2 %) multiplicada pela despesa total da população. As abordagens mais conservadoras utilizam um valor-limite inferior dividindo, regra geral, a materialidade por 2 ou 3, mas o valor-limite depende das características da população e deve basear-se em critérios profissionais.

erro é o estrato de elementos de valor reduzido, mas a precisão prevista se refere ao nível da população, o erro admissível e o erro esperado devem ser igualmente calculados ao nível da população.

### 6.1.2.2 Dimensão da amostra

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_w}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_w^2$  é a média ponderada das variâncias dos erros para todo o conjunto de estratos:

$$\sigma_w^2 = \sum_{h=1}^H \frac{N_h}{N} \sigma_{eh}^2, h = 1, 2, \dots, H;$$

e  $\sigma_{eh}^2$  é a variância dos erros em cada estrato. A variância dos erros é calculada para cada estrato como uma população independente do seguinte modo:

$$\sigma_{eh}^2 = \frac{1}{n_h^p - 1} \sum_{i=1}^{n_h^p} (E_{hi} - \bar{E}_h)^2, h = 1, 2, \dots, H$$

em que  $E_{hi}$  representa os erros individuais para unidades na amostra do estrato  $h$  e  $\bar{E}_h$  representa o erro médio da amostra no estrato  $h$ .

Estes valores podem basear-se em conhecimentos históricos ou numa amostra preliminar/piloto de dimensão reduzida, tal como apresentado previamente para o método de amostragem aleatória simples padrão. Neste último caso, a amostra-piloto pode, como é habitual, ser posteriormente utilizada como parte da amostra escolhida para a auditoria. Se não estiverem disponíveis informações históricas no início de um período de programação e não for possível aceder a uma amostra-piloto, a dimensão da amostra pode ser calculada com a abordagem padrão (para o primeiro ano do período). Os dados recolhidos na amostra da auditoria deste primeiro ano podem ser utilizados para apurar o cálculo da dimensão da amostra nos anos seguintes. O preço a pagar por esta falta de informações consiste no facto de a dimensão da amostra, durante o primeiro ano, ser, provavelmente, maior do que a que seria necessária se estivessem disponíveis informações complementares sobre os estratos.

Depois de calculada a dimensão total da amostra,  $n$ , a distribuição da amostra por estrato é a seguinte:

$$n_h = \frac{N_h}{N} \times n.$$

Este é um método de atribuição geral, normalmente conhecido como atribuição proporcional. Estão disponíveis muitos outros métodos de atribuição. Uma atribuição mais adaptada pode, em alguns casos, proporcionar ganhos de precisão adicionais ou a redução da dimensão da amostra. A adequação de outros métodos de atribuição no que se refere a cada população específica exige alguns conhecimentos técnicos da teoria da amostragem. Por vezes, pode acontecer que o método de atribuição produza uma dimensão da amostra muito reduzida para um ou mais estratos. Na prática, é aconselhável utilizar uma dimensão mínima de amostra de 3 unidades para cada estrato na população, a fim de permitir o cálculo dos desvios-padrão necessários para calcular a precisão.

### 6.1.2.3 Erro projetado

Com base em  $H$  amostras de operações selecionadas aleatoriamente, em que a dimensão de cada uma foi calculada de acordo com a fórmula *supra*, o erro projetado ao nível da população pode ser calculado através dos dois métodos habituais: a estimativa da média por unidade e a estimativa do rácio.

#### **Estimativa da média por unidade**

Em cada grupo da população (estrato), multiplicar o erro médio por operação observado na amostra pelo número de operações no estrato ( $N_h$ ); em seguida, somar os resultados obtidos para cada estrato, produzindo o erro projetado:

$$EE_1 = \sum_{h=1}^H N_h \times \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_i}{n_h}.$$

#### **Estimativa do rácio**

Em cada grupo da população (estrato), multiplicar a margem de erro média observada na amostra pelo valor contabilístico da população ao nível do estrato ( $BV_h$ ):

$$EE_2 = \sum_{h=1}^H BV_h \times \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_i}{\sum_{i=1}^{n_h} BV_i}$$

A margem de erro da amostra em cada estrato é simplesmente a divisão do montante total de erro na amostra do estrato pelo montante total das despesas na mesma amostra.

A escolha entre os dois métodos deve basear-se nas considerações apresentadas para o método de amostragem aleatória simples padrão.

Se tiver sido considerado e previamente retirado da população um estrato de 100 %, o montante total de erro observado nesse estrato exaustivo deve ser somado à estimativa

*supra* ( $EE_1$  ou  $EE_2$ ), a fim de produzir a projeção final do montante do erro em toda a população.

#### 6.1.2.4 Precisão

No que se refere ao método padrão, a precisão (erro de amostragem) é uma medida da incerteza associada à projeção (extrapolação). Calcula-se de modo diferente de acordo com o método que foi utilizado para a extrapolação.

##### **Estimativa da média por unidade (erros absolutos)**

A precisão é dada pela seguinte fórmula

$$SE_1 = N \times z \times \frac{s_w}{\sqrt{n}}$$

em que  $s_w^2$  é a média ponderada da variância dos erros para todo o conjunto de estratos (agora calculada a partir da mesma amostra utilizada para projetar os erros para a população):

$$s_w^2 = \sum_{h=1}^H \frac{N_h}{N} s_{eh}^2, h = 1, 2, \dots, H;$$

e  $s_{eh}^2$  é a variância estimada dos erros para a amostra do estrato h

$$s_{eh}^2 = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{i=1}^{n_h} (E_{hi} - \bar{E}_h)^2, h = 1, 2, \dots, H$$

##### **Estimativa do rácio (margens de erro)**

A precisão é dada pela seguinte fórmula

$$SE_2 = N \times z \times \frac{s_{qw}}{\sqrt{n}}$$

em que

$$s_{qw}^2 = \sum_{h=1}^H \frac{N_h}{N} s_{qh}^2$$

é uma média ponderada das variâncias da amostra da variável  $q_h$ , com

$$q_{ih} = E_{ih} - \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_{ih}}{\sum_{i=1}^{n_h} BV_{ih}} \times BV_{ih}.$$

Esta variável é, para cada unidade na amostra, calculada como a diferença entre o seu erro e o produto do seu valor contabilístico pela margem de erro na amostra.

#### 6.1.2.5 Avaliação

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado *EE* com a precisão da extrapolação

$$ULE = EE + SE$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria utilizando exatamente a mesma abordagem apresentada na secção 6.1.1.5.

#### 6.1.2.6 Exemplo

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações num grupo de programas. O sistema de gestão e controlo é comum ao grupo de programas e as auditorias de sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia moderado. Portanto, a autoridade de auditoria decidiu realizar auditorias de operações utilizando um grau de confiança de 80 %.

A AA tem motivos para acreditar que existem riscos de erro substanciais no que se refere às operações de valor elevado, independentemente do programa a que pertençam. Além disso, existem motivos para esperar que se verifiquem margens de erro diferentes entre os programas. Tendo toda esta informação em consideração, a AA decide estratificar a população por programa e por despesa (isolando num estrato de amostragem de 100 % todas as operações de valor contabilístico superior à materialidade).

O quadro seguinte resume as informações disponíveis.

Dimensão da população (número de operações)	4.807
Dimensão da população – estrato 1 (número de operações no programa 1)	3.582
Dimensão da população – estrato 2 (número de operações no programa 2)	1.225

Dimensão da população – estrato 3 (número de operações de BV > nível de materialidade)	5
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	1 396 535 319 EUR
Valor contabilístico – estrato 1 (despesa total no programa 1)	43 226 801 EUR
Valor contabilístico – estrato 2 (despesa total no programa 2)	1 348 417 361 EUR
Valor contabilístico – estrato 3 (despesa total das operações de BV > nível de materialidade)	4 891 156 EUR

O estrato de amostragem de 100 % que contém as 5 operações de valor elevado deve ser tratado em separado, tal como definido na secção 6.1.2.1. Por conseguinte, doravante, o valor de  $N$  corresponde ao número total de operações na população, deduzido do número de operações incluídas no estrato de amostragem de 100 %, ou seja, 4 802 (= 4 807 – 5) operações.

O primeiro passo consiste em calcular a dimensão da amostra necessária, recorrendo à fórmula:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_w}{TE - AE} \right)^2$$

sendo que  $z$  é 1 282 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 80 %) e  $TE$ , o erro admissível, é de 2 % (nível máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento) do valor contabilístico, isto é, 2 % x 1 396 535 319 EUR = 27 930 706 EUR. Com base na experiência de anos anteriores e nas conclusões do relatório sobre sistemas de gestão e de controlo, a autoridade de auditoria espera uma margem de erro não superior a 1,8 %. Assim  $AE$ , o erro esperado é 1,8 % da despesa total, ou seja, 1,8% x 1 396 535 319 EUR = 25 137 636 EUR.

Uma vez que o terceiro estrato é um estrato de amostragem de 100 %, a dimensão da amostra para este estrato é fixa e é igual à dimensão da população, ou seja, as 5 operações de valor elevado. A dimensão da amostra para os dois estratos remanescentes é calculada através da fórmula *supra*, em que  $\sigma_w^2$  é a média ponderada das variâncias dos erros para os dois estratos remanescentes:

$$\sigma_w^2 = \sum_{h=1}^2 \frac{N_h}{N} \sigma_{eh}^2, h = 1,2;$$

e  $\sigma_{eh}^2$  é a variância dos erros em cada estrato. A variância dos erros é calculada para cada estrato como uma população independente do seguinte modo:

$$\sigma_{eh}^2 = \frac{1}{n_h^p - 1} \sum_{i=1}^{n_h^p} (E_{hi} - \bar{E}_h)^2, h = 1, 2, \dots, H$$

em que  $E_{hi}$  representa os erros individuais para unidades na amostra do estrato  $h$  e  $\bar{E}_h$  representa o erro médio da amostra no estrato  $h$ .

Uma amostra preliminar de 20 operações do estrato 1 produziu uma estimativa para o desvio padrão dos erros de 444 EUR:

	A	B	C	D
1	Operation	Book Value (BV)	Correct Value (AV)	Error
2	708	6,533 €	4,549 €	1,984 €
3	3084	7,009 €	7,009 €	- €
4	105	7,948 €	7,948 €	- €
5	878	8,910 €	8,910 €	- €
6	2101	8,937 €	8,937 €	- €
7	3117	9,708 €	9,708 €	- €
8	1856	9,728 €	9,728 €	- €
9	734	9,985 €	9,985 €	- €
10	1333	10,160 €	10,160 €	- €
11	668	11,008 €	11,008 €	- €
12	3394	12,116 €	12,116 €	- €
13	1307	12,515 €	12,515 €	- €
14	189	12,553 €	12,553 €	- €
15	15	12,798 €	12,798 €	- €
16	256	16,414 €	16,414 €	- €
17	2621	16,420 €	16,420 €	- €
18	2118	16,729 €	16,729 €	- €
19	3344	16,798 €	16,798 €	- €
20	1551	17,330 €	17,330 €	- €
21	1243	17,592 €	17,592 €	- €
22	<b>Total</b>	<b>241,191 €</b>	<b>239,207 €</b>	<b>1,984 €</b>
23	<b>Sample standard deviation of errors:= STDEV.S(D2:D21) -----:</b>			<b>444 €</b>

Foi seguido o mesmo procedimento para a população do estrato 2.

Uma amostra preliminar de 20 operações do estrato 2 produziu uma estimativa para o desvio padrão dos erros de 9.818 EUR:

Estrato 1 – estimativa preliminar do desvio padrão dos erros	444 EUR
Estrato 2 – estimativa preliminar do desvio padrão dos erros	9 818 EUR

Portanto, a média ponderada das variâncias dos erros destes dois estratos é:

$$\sigma_w^2 = \frac{3,582}{4,802} 444^2 + \frac{1,225}{4,802} 9,818^2 = 24,737,134$$

A dimensão da amostra é dada por:

$$n = \left( \frac{4,802 \times 1,282 \times \sqrt{24,734,134}}{27,930,706 - 25,137,636} \right)^2 \approx 121$$

A dimensão total da amostra é dada por estas 121 operações mais as 5 operações do estrato de amostragem de 100 %, ou seja, 126 operações.

A distribuição da amostra por estrato é a seguinte:

$$n_1 = \frac{N_1}{N_1 + N_2} \times n = \frac{3,582}{4,802} \times 121 \approx 90,$$

$$n_2 = n - n_1 = 31$$

e

$$n_3 = N_3 = 5$$

A auditoria de 90 operações no estrato 1, de 31 operações no estrato 2 e de 5 operações no estrato 3 proporcionará ao auditor o erro total para as operações sujeitas a amostragem. As amostras preliminares anteriores de 20 nos estratos 1 e 2 são utilizadas como parte da amostra principal. Por conseguinte, o auditor deve selecionar aleatoriamente apenas mais 70 operações no estrato 1 e 11 no estrato 2. O quadro seguinte apresenta os resultados da amostra para as operações auditadas:

<b>Resultados da amostra – estrato 1</b>		
A	Valor contabilístico da amostra	1 055 043 EUR
B	Erro total da amostra	11 378 EUR
C	Erro médio da amostra (C=B/90)	126 EUR
D	Desvio padrão dos erros da amostra	698 EUR
<b>Resultados da amostra – estrato 2</b>		
E	Valor contabilístico da amostra	35 377 240 EUR
F	Erro total da amostra	102 899 EUR
G	Erro médio da amostra (G=F/31)	3 319 EUR
H	Desvio padrão dos erros da amostra	13 012 EUR
<b>Resultados da amostra – estrato 3</b>		
I	Valor contabilístico da amostra	4 891 156 EUR

J	Erro total da amostra	889 EUR
K	Erro médio da amostra (K=J/5)	178 EUR

A figura que se segue apresenta os resultados para o estrato 1:

	A	B	C	D	E	F
1	Operation	Book Value (BV)	Correct Value (AV)	Error	Error rate	q <sub>i</sub>
2	(1)	(2)	(3)	(4)	(4)/(2)	(4)-SUM(4)/SUM(2)*(2)
3	559	6,106 €	6,106 €	- €	0.0%	65.85 €
4	1833	6,196 €	6,196 €	- €	0.0%	66.82 €
5	2759	6,441 €	6,441 €	- €	0.0%	69.46 €
6	708	6,533 €	4,549 €	1,984 €	30.4%	1,913.19 €
7	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)
72	606	14,305 €	13,275 €	1,030 €	7.2%	875.98 €
73	341	14,448 €	12,626 €	1,822 €	12.6%	1,666.23 €
74	1701	14,501 €	14,501 €	- €	0.0%	156.38 €
75	416	14,715 €	14,715 €	- €	0.0%	158.69 €
76	672	15,237 €	15,237 €	- €	0.0%	164.32 €
77	2859	15,445 €	9,428 €	6,017 €	39.0%	5,850.57 €
78	854	15,929 €	15,929 €	- €	0.0%	171.78 €
79	2154	16,233 €	16,233 €	- €	0.0%	175.06 €
80	256	16,414 €	16,414 €	- €	0.0%	177.01 €
81	2621	16,420 €	16,420 €	- €	0.0%	177.08 €
82	1224	16,532 €	16,532 €	- €	0.0%	178.28 €
83	2118	16,729 €	16,729 €	- €	0.0%	180.41 €
84	3344	16,798 €	16,798 €	- €	0.0%	181.15 €
85	2250	17,063 €	17,063 €	- €	0.0%	184.01 €
86	1551	17,330 €	17,330 €	- €	0.0%	186.89 €
87	19	17,458 €	16,933 €	525 €	3.0%	336.44 €
88	654	17,505 €	17,505 €	- €	0.0%	188.78 €
89	1243	17,592 €	17,592 €	- €	0.0%	189.72 €
90	1869	17,595 €	17,595 €	- €	0.0%	189.75 €
91	2483	17,867 €	17,867 €	- €	0.0%	192.68 €
92	306	17,876 €	17,876 €	- €	0.0%	192.78 €
93	<b>Total</b>	<b>1,055,043 €</b>	<b>1,043,665 €</b>	<b>11,378 €</b>		
94	<b>Sample standard deviation of errors:= STDEV.S(D3:D92)-----&gt;</b>			<b>698 €</b>		<b>695 €</b>

A fim de determinar se a estimativa da média por unidade ou a estimativa do rácio é o melhor método de estimativa, a AA calcula o rácio da covariância entre os erros e os valores contabilísticos em relação à variância dos valores contabilísticos das operações objeto de amostra. Como o rácio é superior à metade da margem de erro da amostra, a autoridade de auditoria pode ter a certeza de que a estimativa do rácio é o método de estimativa mais fiável. Para fins pedagógicos, ambos os métodos de estimativa são ilustrados abaixo.

Na estimativa da média por unidade, a extrapolação do erro para os dois estratos de amostragem é realizada através da multiplicação do erro médio da amostra pela dimensão da população. A soma destes dois valores deve ser adicionada aos erros encontrados no estrato de amostragem de 100 %, a fim de projetar o erro para a população:

$$EE_1 = \sum_{h=1}^3 N_h \times \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_i}{n_h} = 3,582 \times 126 + 1,225 \times 3,319 + 889 = 4,519,900$$

Um resultado estimado alternativo utilizando a estimativa do rácio é obtido através da multiplicação da margem de erro média observada na amostra do estrato pelo valor contabilístico ao nível do estrato (para os dois estratos de amostragem). Em seguida, a soma destes dois valores deve ser adicionada aos erros encontrados no estrato de amostragem de 100 %, a fim de projetar o erro para a população:

$$\begin{aligned} EE_2 &= \sum_{h=1}^3 BV_h \times \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_i}{\sum_{i=1}^{n_h} BV_i} \\ &= 43,226,802 \times \frac{11,378}{1,055,043} + 1,348,417,361 \times \frac{102,899}{35,377,240} + 889 \\ &= 4,389,095. \end{aligned}$$

A margem de erro projetada é calculada como o rácio entre o erro projetado e o valor contabilístico da população (despesa total). Ao utilizar a estimativa da média por unidade, a margem de erro projetada é:

$$r_1 = \frac{4,519,900}{1,396,535,319} = 0.32\%$$

e ao utilizar a estimativa do rácio é:

$$r_2 = \frac{4,389,095}{1,396,535,319} = 0.31\%$$

Em ambos os casos, o erro projetado é inferior ao nível de materialidade. Todavia, apenas é possível retirar conclusões finais após ter em conta o erro de amostragem (precisão). Importa salientar que as únicas fontes de erro de amostragem são os estratos 1 e 2, já que o estrato de valor elevado é submetido a uma amostragem de 100 %. Em seguida, são considerados apenas os dois estratos de amostragem.

Dados os desvios padrão dos erros na amostra de ambos os estratos (quadro com os resultados da amostra), a média ponderada da variância dos erros para todo o conjunto de estratos é:

$$s_w^2 = \sum_{i=1}^2 \frac{N_h}{N} s_{eh}^2 = \frac{3,582}{4,802} \times 698^2 + \frac{1,225}{4,802} \times 13,012^2 = 43,507,225.$$

Portanto, a precisão do erro absoluto é dada pela seguinte fórmula:

$$SE_1 = N \times z \times \frac{s_w}{\sqrt{n}} = 4,802 \times 1.282 \times \frac{\sqrt{43,507,225}}{\sqrt{121}} = 3,695,304.$$

Para a estimativa do rácio é necessário criar a variável:

$$q_{ih} = E_{ih} - \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_{ih}}{\sum_{i=1}^{n_h} BV_{ih}} \times BV_{ih}.$$

O exemplo para o estrato 1 encontra-se na última coluna do quadro anterior (coluna F). Por exemplo, o valor na célula F3 é dado pelo valor do erro da primeira operação (0 EUR) menos a soma dos erros da amostra, na coluna D, 11 378 EUR («:=SUM(D3:D92)») dividido pela soma dos valores contabilísticos da amostra, na coluna B, 1 055 043 EUR («:=SUM(B3:B92)») e multiplicado pelo valor contabilístico da operação (6 106 EUR):

$$q_{11} = 0 - \frac{11,378}{1,055,043} \times 6,106 = -65.85.$$

O desvio padrão desta variável para o estrato 1 é  $s_{q1} = 695$  (calculado em MS Excel como «:=STDEV.S(F3:F92)»). Utilizando a metodologia previamente descrita, o desvio padrão para o estrato 2 é  $s_{q2} = 13,148$ . Por conseguinte, a soma ponderada das variâncias de  $q_{ih}$ :

$$s_{qw}^2 = \sum_{h=1}^3 \frac{N_h}{N} s_{qh}^2 = \frac{3,582}{4,802} \times 695^2 + \frac{1,225}{4,802} \times 13,148^2 = 44,412,784.$$

A precisão para a estimativa do rácio é dada por:

$$SE_2 = N \times z \times \frac{s_{qw}}{\sqrt{n}} = 4,802 \times 1.282 \times \frac{\sqrt{44,412,784}}{\sqrt{59}} = 3,733,563.$$

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da extrapolação

$$ULE = EE + SE$$

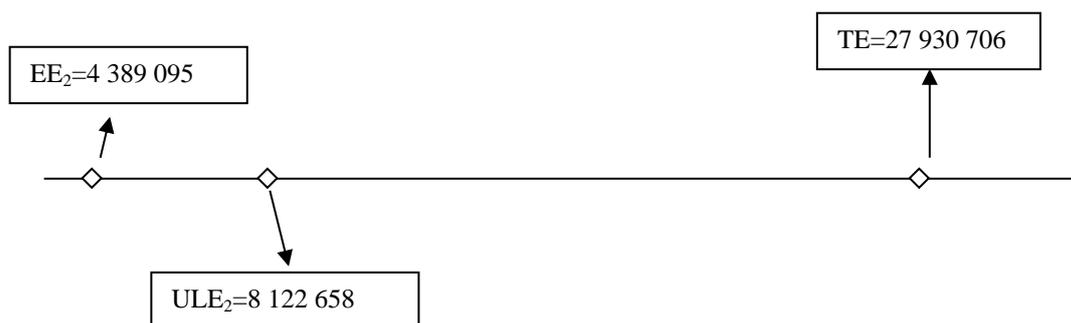
Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria:

$$ULE_1 = EE_1 + SE_1 = 4,519,900 + 3,695,304 = 8,215,204$$

ou

$$ULE_2 = EE_2 + SE_2 = 4,389,095 + 3,733,563 = 8,122,658$$

Por último, ao comparar o limiar de materialidade de 2 % do valor contabilístico total da população (2 % x 1 396 535 319 EUR = 27 930 706 EUR) com os resultados projetados para a estimativa do rácio (o método de projeção selecionado), observamos que tanto o erro projetado como o limite superior de erro são inferiores ao erro máximo tolerável. Concluimos, por conseguinte, que há provas suficientes para sustentar que a população não apresenta distorção material.



### 6.1.3 Amostragem aleatória simples – dois períodos

#### 6.1.3.1 Introdução

A autoridade de auditoria pode decidir realizar o processo de amostragem em vários períodos durante o ano (normalmente dois semestres). A grande vantagem desta abordagem não se prende com a redução da dimensão da amostra, mas principalmente com o facto de permitir a distribuição do volume de trabalho de auditoria ao longo do ano, o que reduz o volume de trabalho que teria de ser realizado no final do ano com base numa única observação.

Com esta abordagem, divide-se a população do ano em duas subpopulações, correspondendo cada uma às operações e despesas de cada semestre. São recolhidas amostras independentes para cada semestre, utilizando a abordagem de amostragem aleatória simples padrão.

#### 6.1.3.2 Dimensão da amostra

##### **Primeiro semestre**

No primeiro período de auditoria (por exemplo, o semestre), a dimensão global da amostra (para o conjunto de dois semestres) é calculada da seguinte forma:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_{ew}}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_{ew}^2$  é a média ponderada das variâncias dos erros para cada semestre:

$$\sigma_{ew}^2 = \frac{N_1}{N} \sigma_{e1}^2 + \frac{N_2}{N} \sigma_{e2}^2$$

e  $\sigma_{et}^2$  é a variância dos erros em cada período  $t$  (semestre). A variância dos erros para cada semestre é calculada como uma população independente do seguinte modo:

$$\sigma_{et}^2 = \frac{1}{n_t^p - 1} \sum_{i=1}^{n_t^p} (E_{ti} - \bar{E}_t)^2, t = 1,2$$

em que  $E_{ti}$  representa os erros individuais para as unidades na amostra do semestre  $t$  e  $\bar{E}_t$  representa o erro médio da amostra no semestre  $t$ .

Importa salientar que os valores para as variâncias esperadas nos valores de ambos os semestres devem ser definidos de acordo com critérios profissionais e com base em conhecimentos históricos. A opção de aplicar uma amostra preliminar/piloto de dimensão reduzida, tal como apresentado previamente para o método de amostragem aleatória simples padrão, ainda está disponível, mas só pode ser executada para o primeiro semestre. Com efeito, no primeiro momento de observação, a despesa para o segundo semestre ainda não ocorreu e não estão disponíveis dados objetivos (para além dos dados históricos). Se tiverem sido implementadas amostras-piloto, estas podem, como é habitual, ser posteriormente utilizadas como parte da amostra escolhida para a auditoria.

O auditor pode considerar que a variância de erros esperada para o 2.º semestre é a mesma que se verifica no 1.º semestre. Por conseguinte, pode ser utilizada uma abordagem simplificada para o cálculo da amostra global do seguinte modo

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_{e1}}{TE - AE} \right)^2$$

Importa referir que nesta abordagem simplificada é apenas necessária informação acerca da variabilidade dos erros no primeiro período de observação. O pressuposto subjacente é que a variabilidade dos erros será de magnitude semelhante em ambos os semestres.

Importa ainda mencionar que as fórmulas para calcular a dimensão da amostra exigem valores para  $N_1$  e  $N_2$ , ou seja, o número de operações na população do primeiro e segundo semestres. Ao calcular a dimensão da amostra, o valor para  $N_1$  será conhecido,

mas o valor de  $N_2$  será desconhecido e terá de ser inserido de acordo com as expectativas do auditor (com base igualmente em informações históricas). Regra geral, tal não representa um problema, uma vez que todas as operações ativas no segundo semestre já existem no primeiro semestre e, portanto,  $N_1 = N_2$ .

Depois de calculada a dimensão total da amostra,  $n$ , a distribuição da amostra por semestre é a seguinte:

$$n_1 = \frac{N_1}{N} n$$

e

$$n_2 = \frac{N_2}{N} n$$

### Segundo semestre

No primeiro período de observação foram adotados alguns pressupostos relativamente aos períodos de observação seguintes (regra geral o semestre seguinte). Caso as características da população nos períodos seguintes difiram significativamente dos pressupostos, pode ser necessário ajustar a dimensão da amostra para o período seguinte.

Com efeito, no segundo período de auditoria (por exemplo, o semestre) estarão disponíveis mais informações:

- O número de operações ativas no semestre  $N_2$  é conhecido corretamente;
- O desvio padrão dos erros da amostra  $s_{e1}$ , calculado a partir da amostra do primeiro semestre, já se encontra disponível;
- O desvio padrão dos erros para o segundo semestre  $\sigma_{e2}$  pode agora ser avaliado com maior exatidão através da utilização de dados reais.

Caso estes parâmetros não sejam drasticamente diferentes dos estimados no primeiro semestre através da utilização das expectativas do analista, não serão necessários ajustamentos à dimensão da amostra originalmente prevista para o segundo semestre ( $n_2$ ). Todavia, se o auditor concluir que as expectativas iniciais diferem significativamente das características reais da população, a dimensão da amostra pode ter de ser ajustada a fim de ter em conta estas estimativas incorretas. Neste caso, a dimensão da amostra do segundo semestre deve ser recalculada do seguinte modo:

$$n_2 = \frac{(z \cdot N_2 \cdot \sigma_{e2})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \cdot \frac{N_1^2}{n_1} \cdot s_{e1}^2}$$

em que  $s_{e1}$  é o desvio padrão dos erros calculado a partir da amostra do primeiro semestre e  $\sigma_{e2}$  é uma estimativa do desvio padrão dos erros no segundo semestre

baseada em conhecimentos históricos (eventualmente ajustada por informações do primeiro semestre) ou numa amostra preliminar/piloto do segundo semestre.

### 6.1.3.3 Erro projetado

Com base nestas duas subamostras de cada semestre, o erro projetado ao nível da população pode ser calculado através de dois métodos habituais: a estimativa da média por unidade e a estimativa do rácio.

#### **Estimativa da média por unidade**

Em cada semestre, multiplicar o erro médio por operação observado na amostra pelo número de operações na população ( $N_t$ ); em seguida, somar os resultados obtidos para ambos os semestres, obtendo-se o erro projetado:

$$EE_1 = \frac{N_1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} E_{1i} + \frac{N_2}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} E_{2i}$$

#### **Estimativa do rácio**

Em cada semestre, multiplicar a margem de erro média observada na amostra pelo valor contabilístico da população do respetivo semestre ( $BV_t$ ):

$$EE_2 = BV_1 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_1} E_{1i}}{\sum_{i=1}^{n_1} BV_{1i}} + BV_2 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_2} E_{2i}}{\sum_{i=1}^{n_2} BV_{2i}}$$

A margem de erro da amostra em cada semestre é simplesmente a divisão do montante total de erro na amostra do semestre pelo montante total das despesas na mesma amostra.

A escolha entre os dois métodos deve basear-se nas considerações apresentadas para o método de amostragem aleatória simples padrão.

### 6.1.3.4 Precisão

No que se refere ao método padrão, a precisão (o erro de amostragem) é uma medida da incerteza associada à projeção (extrapolação). Calcula-se de modo diferente de acordo com o método que foi utilizado para a extrapolação.

#### **Estimativa da média por unidade (erros absolutos)**

A precisão é dada pela seguinte fórmula

$$SE = z \times \sqrt{\left(N_1^2 \times \frac{s_{e1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{s_{e2}^2}{n_2}\right)}$$

em que  $s_{et}$  é o desvio padrão dos erros na amostra do semestre t, (agora calculado a partir das mesmas amostras utilizadas para projetar os erros para a população).

$$s_{et}^2 = \frac{1}{n_t - 1} \sum_{i=1}^{n_t} (E_{ti} - \bar{E}_t)^2$$

### **Estimativa do rácio (margens de erro)**

A precisão é dada pela seguinte fórmula

$$SE = z \times \sqrt{\left(N_1^2 \times \frac{s_{q1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{s_{q2}^2}{n_2}\right)}$$

em que  $s_{qt}$  é o desvio padrão da variável  $q$  na amostra do semestre t, em que

$$q_{ti} = E_{ti} - \frac{\sum_{i=1}^{n_t} E_{ti}}{\sum_{i=1}^{n_t} BV_{ti}} \times BV_{ti}.$$

#### *6.1.3.5 Avaliação*

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da extrapolação

$$ULE = EE + SE$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria utilizando exatamente a mesma abordagem apresentada na secção 6.1.1.5.

#### *6.1.3.6 Exemplo*

Uma AA decidiu distribuir o volume de trabalho da auditoria por dois períodos. No final do primeiro semestre, a AA estuda a população dividida em dois grupos

correspondentes aos dois semestres. No final do primeiro semestre, as características da população são as seguintes:

Despesas declaradas no final do primeiro semestre	1 237 952 015 EUR
Dimensão da população (operações - primeiro semestre)	3.852

Com base na experiência, a AA sabe que, regra geral, todas as operações incluídas nos programas no final do período de referência já se encontram ativas na população do primeiro semestre. Além disso, é expectável que as despesas declaradas no final do primeiro semestre representem cerca de 30 % do total da despesa declarada no final do período de referência. Com base nestes pressupostos, apresenta-se um resumo da população no seguinte quadro:

Despesas declaradas do primeiro semestre	1 237 952 015 EUR
Despesas declaradas do segundo semestre (previstas)	2 888 554 702 EUR
Dimensão da população (operações - período 1)	3.852
Dimensão da população (operações - período 2, previstas)	3.852

As auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia elevado. Por conseguinte, a amostragem deste programa pode ser efetuada com um grau de confiança de 60 %.

No primeiro período, a dimensão global da amostra (para o conjunto de dois semestres) é calculada da seguinte forma:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_w}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_w^2$  é a média ponderada das variâncias dos erros em cada semestre:

$$\sigma_w^2 = \frac{N_1}{N} \sigma_{e1}^2 + \frac{N_2}{N} \sigma_{e2}^2$$

e  $\sigma_{et}^2$  é a variância dos erros em cada período t (semestre). A variância dos erros para cada semestre é calculada como uma população independente do seguinte modo:

$$\sigma_{et}^2 = \frac{1}{n_t^p - 1} \sum_{i=1}^{n_t^p} (E_{ti} - \bar{E}_t)^2, t = 1,2$$

em que  $E_{ti}$  representa os erros individuais para as unidades na amostra do semestre t e  $\bar{E}_t$  representa o erro médio da amostra no semestre t.

Uma vez que o valor de  $\sigma_{et}^2$  é desconhecido, a AA decidiu recolher uma amostra preliminar de 20 operações no final do primeiro semestre do ano em curso. O desvio padrão dos erros da amostra nesta amostra preliminar do primeiro semestre é de 72 091 EUR. Com base em critérios profissionais e tendo conhecimento de que, regra geral, a despesa no segundo semestre é superior à do primeiro semestre, a AA fez uma previsão preliminar do desvio padrão dos erros para o segundo semestre, o qual seria 40 % superior ao do primeiro semestre, ou seja, 100 927,4 EUR. Portanto, a média ponderada das variâncias dos erros é:

$$\begin{aligned}\sigma_w^2 &= \frac{N_1}{N_1 + N_2} \sigma_{e1}^2 + \frac{N_2}{N_1 + N_2} \sigma_{e2}^2 \\ &= \frac{3852}{3852 + 3852} \times 72,091^2 + \frac{3852}{3852 + 3852} \times 100,927.4^2 \\ &= 7,691,726,176.\end{aligned}$$

Importa notar que a dimensão da população em cada semestre é igual ao número de operações ativas (com despesa) em cada semestre.

No primeiro semestre, a dimensão global da amostra prevista para todo o ano é:

$$n = \left( \frac{(N_1 + N_2) \times z \times \sigma_w}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $z$  é 0,842 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 60 %),  $TE$ , o erro admissível, é de 2 % (nível máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento) do valor contabilístico. O valor contabilístico total inclui o valor contabilístico real no final do primeiro semestre e o valor contabilístico previsto para o segundo semestre (1 237 952 015 EUR + 2 888 554 702 EUR = 4 126 506 717 EUR), o que significa que o erro admissível é 2 % x 4 126 506 718 EUR = 82 530 134 EUR. A amostra preliminar relativa à população do primeiro semestre produz uma margem de erro da amostra de 0,6 %. A autoridade de auditoria espera que esta margem de erro permaneça constante durante todo o ano. Portanto  $AE$ , o erro esperado, é 0,6 % x 4 126 506 718 EUR = 24 759 040 EUR. A dimensão prevista da amostra para todo o ano é:

$$n = \left( \frac{(3852 + 3852) \times 0.842 \times \sqrt{7,691,726,176}}{82,530,134 - 24,759,040} \right)^2 \approx 97$$

A distribuição da amostra por semestre é a seguinte:

$$n_1 = \frac{N_1}{N_1 + N_2} n \approx 49$$

e

$$n_2 = n - n_1 = 49$$

A amostra do primeiro semestre produziu os seguintes resultados:

Valor contabilístico da amostra - primeiro semestre	13 039 581 EUR
Erro total da amostra - primeiro semestre	199 185 EUR
Desvio padrão dos erros da amostra - primeiro semestre	69 815 EUR

No final do segundo semestre, estão disponíveis mais informações, nomeadamente, o número de operações ativas no segundo semestre é corretamente conhecido, a variância dos erros da amostra  $s_{e1}$  calculada a partir da amostra do primeiro semestre já se encontra disponível e o desvio padrão dos erros para o segundo semestre  $\sigma_{e2}$  pode agora ser avaliado com mais exatidão através da utilização de uma amostra preliminar de dados reais.

A AA verifica que o pressuposto adotado no final do primeiro semestre relativo ao número total de operações permanece correto. Todavia, existem dois parâmetros para os quais devem ser utilizados valores atualizados.

Em primeiro lugar, a estimativa do desvio padrão dos erros baseada na amostra do primeiro semestre de 49 operações resultou numa estimativa de 69 815 EUR. Este novo valor deve agora ser utilizado para reavaliar a dimensão prevista da amostra. Em segundo lugar, com base numa nova amostra preliminar de 20 operações da população do segundo semestre, a autoridade de auditoria estima que o desvio padrão dos erros para o segundo semestre seja de 108 369 EUR (próximo do valor previsto no final do primeiro período, mas mais exato). Conclui-se que os desvios-padrão dos erros de ambos os semestres, utilizados para prever a dimensão da amostra, são próximos dos valores obtidos no final do primeiro semestre. Todavia, a autoridade de auditoria optou por recalcular a dimensão da amostra através da utilização dos dados atualizados disponíveis. Consequentemente, a amostra para o segundo semestre é revista.

Além disso, o valor contabilístico total previsto da população do segundo semestre deve ser substituído pelo valor real, 2 961 930 008 EUR, em vez do valor previsto de 2 888 554 703 EUR.

<b>Parâmetro</b>	<b>Final do primeiro semestre</b>	<b>Final do segundo semestre</b>
Desvio padrão dos erros no primeiro semestre	72 091 EUR	69 815 EUR
Desvio padrão dos erros no segundo semestre	100 475 EUR	108 369 EUR
Despesa total no segundo semestre	2 888 554 703 EUR	2 961 930 008 EUR

Tendo estes ajustamentos em consideração, a dimensão recalculada da amostra do segundo semestre é

$$n_2 = \frac{(z \times N_2 \times \sigma_{e2})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{N_1^2}{n_1} \times s_{e1}^2}$$

$$= \frac{(0.842 \times 3,852 \times 108,369)^2}{(83,997,640 - 25,199,292)^2 - 0.842^2 \times \frac{3,852^2}{49} \times 69,815^2} = 52$$

A auditoria a 49 operações no primeiro semestre e mais estas 52 operações no segundo semestre irá fornecer informações ao auditor sobre o erro total para as operações sujeitas a amostragem. A amostra preliminar anterior de 20 operações é utilizada como parte da amostra principal. Por conseguinte, o auditor deve selecionar apenas mais 32 operações no segundo semestre.

A amostra do segundo semestre produziu os seguintes resultados:

Valor contabilístico da amostra - segundo semestre	34 323 574 EUR
Erro total da amostra - segundo semestre	374 790 EUR
Desvio padrão dos erros da amostra - segundo semestre	59 489 EUR

Com base em ambas as amostras, o erro projetado ao nível da população pode ser calculado através dos dois métodos habituais: a estimativa da média por unidade e a estimativa do rácio. A fim de determinar se a estimativa da média por unidade ou a estimativa do rácio é o melhor método de estimativa, a AA calcula o rácio da covariância entre os erros e os valores contabilísticos em relação à variância dos valores contabilísticos das operações objeto de amostra. Como este rácio é superior a metade da margem de erro da amostra, a autoridade de auditoria pode ter a certeza de que a estimativa do rácio é o método de estimativa mais fiável. Para fins pedagógicos, ambos os métodos de estimativa são ilustrados abaixo.

A primeira estimativa da média por unidade consiste em multiplicar o erro médio por operação observado na amostra pelo número de operações na população ( $N_t$ ); em seguida, somar os resultados obtidos para ambos os semestres, obtendo-se o erro projetado:

$$EE_1 = \frac{N_1}{n_1} \sum_{i=1}^{49} E_{1i} + \frac{N_2}{n_2} \sum_{i=1}^{52} E_{2i} = \frac{3,852}{49} \times 199,185 + \frac{3,852}{52} \times 374,790$$

$$= 43,421,670$$

A estimativa do rácio consiste em multiplicar a margem de erro média observada na amostra pelo valor contabilístico da população do respetivo semestre ( $BV_t$ ):

$$\begin{aligned} EE_2 &= BV_1 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_1} E_{1i}}{\sum_{i=1}^{n_1} BV_{1i}} + BV_2 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_2} E_{2i}}{\sum_{i=1}^{n_2} BV_{2i}} \\ &= 1,237,952,015 \times \frac{199,185}{13,039,581} + 2,961,930,008 \times \frac{374,790}{34,323,574} \\ &= 51,252,484 \end{aligned}$$

Ao utilizar a estimativa da média por unidade, a margem de erro projetada é:

$$r_1 = \frac{43,421,670}{1,237,952,015 + 2,961,930,008} = 1.03\%$$

e ao utilizar a estimativa do rácio é:

$$r_2 = \frac{51,252,451}{1,237,952,015 + 2,961,930,008} = 1.22\%.$$

A precisão é calculada de modo diferente de acordo com o método que foi utilizado para a projeção. Para a estimativa da média por unidade, a precisão é dada pela fórmula seguinte:

$$\begin{aligned} SE_1 &= z \times \sqrt{\left( N_1^2 \times \frac{s_{e1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{s_{e2}^2}{n_2} \right)} \\ &= 0.842 \times \sqrt{3,852^2 \times \frac{69,815^2}{49} + 3,852^2 \times \frac{59,489^2}{52}} = 41,980,051 \end{aligned}$$

Para a estimativa do rácio, tem de se calcular o desvio padrão da variável  $q$  (secção 6.1.3.4):

$$q_{ti} = E_{ti} - \frac{\sum_{i=1}^{n_t} E_{ti}}{\sum_{i=1}^{n_t} BV_{ti}} \times BV_{ti}.$$

O desvio padrão para cada semestre é 54 897 EUR e 57 659 EUR, respetivamente. Portanto, a precisão é dada por:

$$SE_2 = z \times \sqrt{\left(N_1^2 \times \frac{S_{q1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{S_{q2}^2}{n_2}\right)}$$

$$= 0.842 \times \sqrt{3,852^2 \times \frac{54,897^2}{49} + 3,852^2 \times \frac{57,659^2}{52}} = 36,325,544$$

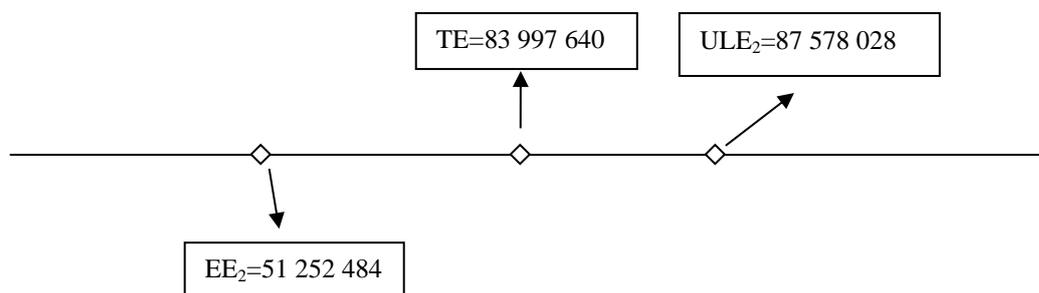
Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria:

$$ULE_1 = EE_1 + SE_1 = 43,421,670 + 41,980,051 = 85,401,721$$

ou

$$ULE_2 = EE_2 + SE_2 = 51,252,484 + 36,325,544 = 87,578,028$$

Finalmente, ao comparar o limiar de materialidade de 2 % do valor contabilístico total da população (2 % x 4 199 882 023 EUR = 83 997 640 EUR) com os resultados projetados da estimativa do rácio (o método de projeção selecionado), observamos que o erro máximo admissível é superior aos erros projetados, mas inferior ao limite superior. Consultar a secção 4.12 para obter mais pormenores sobre a análise a efetuar.



## 6.2 Estimativa das diferenças

### 6.2.1 Abordagem padrão

#### 6.2.1.1 Introdução

A estimativa das diferenças é igualmente um método de amostragem estatística que se baseia no método de seleção com igual probabilidade. O método baseia-se na extrapolação do erro na amostra e na subtração do erro projetado à despesa total declarada na população a fim de avaliar a despesa correta na população (ou seja, a despesa que se obteria se todas as operações na população fossem sujeitas a auditoria).

Este método aproxima-se muito do método de amostragem aleatória simples, tendo como principal diferença a utilização de um instrumento de extrapolação mais sofisticado.

Este método é particularmente útil se se pretender projetar a despesa correta na população, se o nível de erro for relativamente constante na população e se o valor contabilístico de diferentes operações tender a ser semelhante (variabilidade reduzida). Tende a ser melhor que a MUS nos casos em que os erros apresentam uma variabilidade reduzida ou estão pouco ou negativamente associados aos valores contabilísticos. Por outro lado, tende a ser pior do que a MUS nos casos em que os erros apresentam uma variabilidade elevada e estão positivamente associados aos valores contabilísticos.

Tal como todos os outros métodos, este método pode ser combinado com a estratificação (as condições favoráveis à estratificação são discutidas na secção 5.2).

#### 6.2.1.2 Dimensão da amostra

O cálculo da dimensão da amostra  $n$  no quadro da estimativa das diferenças baseia-se exatamente nas mesmas informações e fórmulas utilizadas na amostragem aleatória simples:

- A dimensão da população  $N$
- O grau de confiança determinado a partir da auditoria dos sistemas e o respetivo coeficiente  $z$  da distribuição normal (ver secção 5.3).
- O erro máximo admissível  $TE$  (normalmente 2 % da despesa total).
- O erro esperado  $AE$  escolhido pelo auditor de acordo com critérios profissionais e informações prévias.
- O desvio padrão  $\sigma_e$  dos erros.

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_e}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_e$  é o desvio padrão dos erros na população. Importa notar que, tal como discutido no âmbito da amostragem aleatória simples, este desvio padrão quase nunca é conhecido antecipadamente, e as autoridades de auditoria terão de o basear em dados históricos ou numa amostra preliminar/piloto de reduzida dimensão (recomenda-se que a dimensão da amostra não seja inferior a 20-30 unidades). Importa ainda notar que a amostra-piloto pode ser posteriormente utilizada como parte da amostra escolhida para a auditoria. Para informações adicionais sobre como calcular este desvio padrão, ver secção 6.1.1.2.

### 6.2.1.3 Extrapolação

Com base numa amostra de operações aleatoriamente selecionadas, cuja dimensão foi calculada de acordo com a fórmula *supra*, o erro projetado ao nível da população pode ser calculado através da multiplicação do erro médio observado por operação na amostra pelo número de operações na população, obtendo-se o erro projetado

$$EE = N \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{n}$$

em que  $E_i$  representa os erros individuais para as unidades na amostra e  $\bar{E}$  representa o erro médio da amostra.

Num segundo passo, o valor contabilístico correto (a despesa correta que seria encontrada se todas as operações na população fossem auditadas) pode ser projetado através da subtração do erro projetado (EE) ao valor contabilístico (BV) na população (despesa declarada). A projeção para o valor contabilístico correto (CBV) é

$$CBV = BV - EE$$

### 6.2.1.4 Precisão

A precisão da projeção (medida da incerteza associada à projeção) é dada por

$$SE = N \times z \times \frac{s_e}{\sqrt{n}}$$

em que  $s_e$  é o desvio padrão dos erros na amostra (agora calculado a partir da mesma amostra utilizada para projetar os erros para a população)

$$s_e^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (E_i - \bar{E})^2$$

### 6.2.1.5 Avaliação

Para retirar conclusões acerca da materialidade dos erros é necessário calcular, em primeiro lugar, o limite inferior para o valor contabilístico corrigido. O limite inferior é igual a

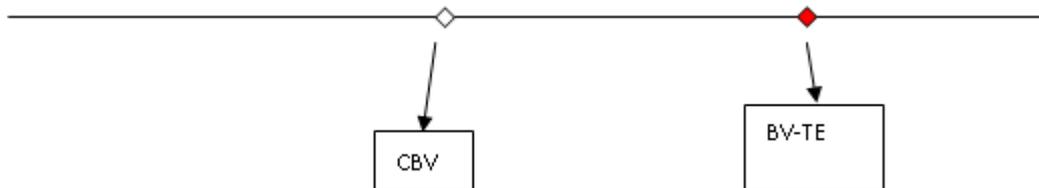
$$LL = CBV - SE$$

A projeção para o valor contabilístico correto e o limite inferior devem ser comparados com a diferença entre o valor contabilístico (despesa declarada) e o erro máximo

admissível (TE), que corresponde ao nível de materialidade multiplicado pelo valor contabilístico:

$$BV - TE = BV - 2\% \times BV = 98\% \times BV$$

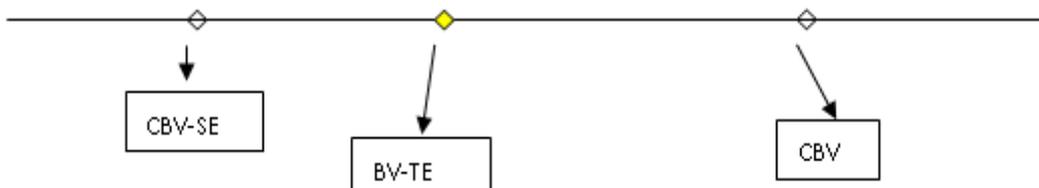
- Se  $BV - TE$  for superior a  $CBV$ , o auditor deve concluir que existem provas suficientes de que os erros no programa são superiores ao limiar de materialidade:



- Se  $BV - TE$  for inferior ao limite inferior de  $CBV - SE$  tal significa que existem provas suficientes de que os erros no programa são inferiores ao limiar de materialidade.



Se  $BV - TE$  estiver entre o limite inferior  $CBV - SE$  e  $CBV$ , consulte a secção 4.12 para obter mais pormenores sobre a análise a efetuar.



#### 6.2.1.6 Exemplo

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações num programa. As auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de

auditoria produziram um nível de garantia elevado. Por conseguinte, a amostragem deste programa pode ser efetuada com um grau de confiança de 60 %.

O quadro seguinte resume os pormenores da população:

Dimensão da população (número de operações)	3.852
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR

Com base na auditoria do ano anterior, a AA espera uma margem de erro de 0,7 % (a margem de erro do ano anterior) e estima um desvio padrão dos erros de 168 397 EUR.

O primeiro passo consiste em calcular a dimensão da amostra necessária, recorrendo à fórmula:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_e}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $z$  é 0,842 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 60 %),  $\sigma_e$  é 168 397 EUR,  $TE$ , o erro admissível é 2 % do valor contabilístico (nível máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento), ou seja, 2 % x 4 199 882 024 EUR = 83 997 640 EUR e  $AE$ , e o erro esperado é 0,7 %, ou seja, 0,7 % x 4 199 882 024 EUR = 29 399 174 EUR:

$$n = \left( \frac{3,852 \times 0,842 \times 168,397}{83,997,640 - 29,399,174} \right)^2 \approx 101$$

Portanto, a amostra deve ter uma dimensão mínima de 101 operações.

O controlo destas 101 operações irá proporcionar ao auditor um erro total para as operações sujeitas a amostragem.

Os resultados da amostra estão resumidos no quadro seguinte:

Valor contabilístico da amostra	124 944 535 EUR
Erro total da amostra	1 339 765 EUR
Desvio padrão dos erros da amostra	162 976 EUR

O erro projetado ao nível da população é:

$$EE = N \times \frac{\sum_{i=1}^{101} E_i}{n} = 3,852 \times \frac{1,339,765}{101} = 51,096,780,$$

correspondente a uma margem de erro projetada de:

$$r = \frac{51,096,780}{4,199,882,024} = 1.22\%$$

O valor contabilístico correto (a despesa correta que seria encontrada se todas as operações na população fossem auditadas) pode ser projetado através da subtração do erro projetado ( $EE$ ) ao valor contabilístico ( $BV$ ) na população (despesa declarada). A projeção para o valor contabilístico correto ( $CBV$ ) é:

$$CBV = 4,199,882,024 - 51,096,780 = 4,148,785,244$$

A precisão da projeção é dada por:

$$SE = N \times z \times \frac{s_e}{\sqrt{n}} = 3,852 \times 0.842 \times \frac{162,976}{\sqrt{101}} = 52,597,044.$$

Ao combinar o erro projetado e a precisão, é possível calcular um limite superior para a margem de erro. Este limite superior é o rácio do limite superior de erro em relação ao valor contabilístico da população. Portanto, o limite superior para a margem de erro é:

$$r_{UL} = \frac{EE + SE}{BV} = \frac{51,096,780 + 52,597,044}{4,199,882,024} = 2.47\%$$

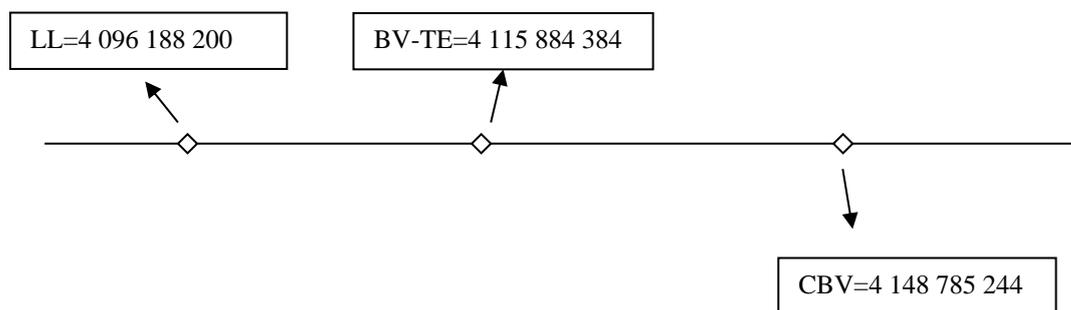
Para retirar conclusões acerca da materialidade dos erros é necessário calcular, em primeiro lugar, o limite inferior para o valor contabilístico correto. O limite inferior é igual a:

$$LL = CBV - SE = 4,148,785,244 - 52,597,044 = 4,096,188,200$$

A projeção para o valor contabilístico correto e o limite inferior devem ambos ser comparados com a diferença entre o valor contabilístico (despesa declarada) e o erro máximo admissível ( $TE$ ):

$$BV - TE = 4,199,882,024 - 83,997,640 = 4,115,884,384$$

Uma vez que  $BV - TE$  está entre o limite inferior  $LL = CBV - SE$  e  $CBV$ , consulte a secção 4.12 para obter mais pormenores sobre a análise a efetuar.



## 6.2.2 Estimativa das diferenças estratificada

### 6.2.2.1 Introdução

Na estimativa das diferenças estratificada, a população é dividida em subpopulações denominadas estratos e são recolhidas amostras independentes de cada estrato, utilizando o método da estimativa das diferenças.

A fundamentação subjacente à estratificação e os critérios necessários para aplicar a estratificação são iguais aos apresentados para a amostragem aleatória simples (ver secção 6.1.2.1). Tal como acontece com a amostragem aleatória simples, a estratificação por nível de despesa por operação é, regra geral, uma boa abordagem, sempre que se espere que o nível de erro esteja associado ao nível de despesa.

Se for aplicada a estratificação por nível de despesa, e se for possível encontrar algumas operações de valor extremamente elevado, recomenda-se que estas sejam incluídas num estrato de valor elevado, que será auditado a 100 %. Neste caso, os elementos pertencentes ao estrato de 100 % devem ser tratados em separado e os passos de amostragem aplicar-se-ão apenas à população dos elementos de valor reduzido. O leitor deve estar ciente de que a precisão prevista para determinação da dimensão da amostra deve, contudo, basear-se no valor contabilístico total da população. Com efeito, uma vez que a fonte de erro é o estrato de elementos de valor reduzido, mas a precisão prevista se deve verificar ao nível da população, o erro admissível e o erro esperado devem ser igualmente calculados ao nível da população.

### 6.2.2.2 Dimensão da amostra

A dimensão da amostra é calculada através da utilização da mesma abordagem que para a amostragem aleatória simples:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_w}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_w^2$  é a média ponderada das variâncias dos erros para todo o conjunto de estratos (ver secção 6.1.2.2 para mais pormenores).

Como é habitual, as variâncias podem basear-se em conhecimentos históricos ou numa amostra preliminar/piloto de dimensão reduzida. Neste último caso, a amostra-piloto pode, como habitualmente, ser depois utilizada como parte da amostra principal para a auditoria.

Depois de calculada a dimensão total da amostra,  $n$ , a distribuição da amostra por estrato é a seguinte:

$$n_h = \frac{N_h}{N} \times n.$$

Este é o mesmo método geral de atribuição, também utilizado na amostragem aleatória simples, conhecido como atribuição proporcional. Mais uma vez, estão disponíveis outros métodos de atribuição que podem ser aplicados.

### 6.2.2.3 Extrapolação

Com base em  $H$  amostras de operações selecionadas aleatoriamente, cuja dimensão individual foi calculada de acordo com a fórmula *supra*, o erro projetado ao nível da população pode ser calculado do seguinte modo:

$$EE = \sum_{h=1}^H N_h \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_i}{n_h}.$$

Na prática, em cada grupo da população (estrato) deve multiplicar-se a média dos erros observados na amostra pelo número de operações no estrato ( $N_h$ ) e somar todos os resultados obtidos para cada estrato.

Num segundo passo, o valor contabilístico correto (a despesa correta que seria encontrada se todas as operações na população fossem auditadas) pode ser projetado através da seguinte fórmula:

$$CBV = BV - \sum_{h=1}^H N_h \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_i}{n_h}$$

Na fórmula *supra*: 1) em cada estrato, calcular a média dos erros observados na amostra; 2) em cada estrato, multiplicar o erro médio da amostra pela dimensão do estrato ( $N_h$ ); 3) somar estes resultados para todos os estratos; 4) subtrair este valor ao valor contabilístico total da população (BV). O resultado da soma é uma projeção para o valor contabilístico correto (CBV) na população.

#### 6.2.2.4 Precisão

Importa recordar que a precisão (o erro de amostragem) é uma medida da incerteza associada à projeção (extrapolação). Na estimativa das diferenças estratificada, é dada pela seguinte fórmula:

$$SE = N \times z \times \frac{S_w}{\sqrt{n}}$$

em que  $S_w^2$  é a média ponderada da variância dos erros para todo o conjunto de estratos, calculada a partir da mesma amostra utilizada para projetar os erros para a população:

$$s_w^2 = \sum_{h=1}^H \frac{N_h}{N} s_{eh}^2, h = 1, 2, \dots, H;$$

e  $s_{eh}^2$  é a variância estimada dos erros para a amostra do estrato  $h$

$$s_{eh}^2 = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{i=1}^{n_h} (E_{hi} - \bar{E}_h)^2, h = 1, 2, \dots, H$$

#### 6.2.2.5 Avaliação

Para retirar conclusões acerca da materialidade dos erros, é necessário calcular, em primeiro lugar, o limite inferior para o valor contabilístico corrigido. O limite inferior é igual a:

$$LL = CBV - SE$$

A projeção para o valor contabilístico correto e o limite inferior devem ambos ser comparados com a diferença entre o valor contabilístico (despesa declarada) e o erro máximo admissível (TE)

$$BV - TE = BV - 2\% \times BV = 98\% \times BV$$

Finalmente, as conclusões da auditoria devem ser retiradas utilizando exatamente a mesma abordagem apresentada na secção 6.2.1.5 para a estimativa das diferenças padrão.

#### 6.2.2.6 Exemplo

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações num grupo de programas. O sistema de gestão e de controlo é partilhado pelo grupo de programas, e as auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia elevado. Por conseguinte, a amostragem deste programa pode ser efetuada com um grau de confiança de 60 %.

A AA tem motivos para acreditar que existem riscos de erro substanciais no que se refere às operações de valor elevado, independentemente do programa a que pertençam. Além disso, existem motivos para esperar que se verifiquem margens de erro diferentes entre os programas. Tendo todas estas informações em consideração, a AA decide estratificar a população por programa e por despesa (isolando num estrato de amostragem de 100 % todas as operações de valor contabilístico superior à materialidade).

O quadro seguinte resume as informações disponíveis:

Dimensão da população (número de operações)	4.872
Dimensão da população – estrato 1 (número de operações no programa 1)	1.520
Dimensão da população – estrato 2 (número de operações no programa 2)	3.347
Dimensão da população – estrato 3 (número de operações de BV > nível de materialidade)	5
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	6 440 727 190 EUR
Valor contabilístico – estrato 1 (despesa total no programa 1)	3 023 598 442 EUR
Valor contabilístico – estrato 2 (despesa total no programa 2)	2 832 769 525 EUR
Valor contabilístico – estrato 3 (despesa total das operações de BV > nível de materialidade)	584 359 223 EUR

O estrato de amostragem de 100 % que contém as 5 operações de valor elevado deve ser tratado em separado, tal como definido na secção 6.2.2.1. Por conseguinte, doravante, o valor de  $N$  corresponde ao número total de operações na população, deduzido do

número de operações incluídas no estrato de amostragem de 100 %, ou seja, 4 867 (= 4 872 – 5) operações.

O primeiro passo consiste em calcular a dimensão da amostra necessária, recorrendo à fórmula:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_w}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $z$  é 0,842 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 60 %) e  $TE$ , o erro admissível, é de 2 % (nível máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento) do valor contabilístico, isto é, 2 % x 6 440 727 190 EUR = 128 814 544 EUR. Com base na experiência de anos anteriores e na conclusão do relatório sobre sistemas de gestão e controlo, a AA espera uma margem de erro não superior a 0,4 %. Portanto  $AE$ , o erro esperado, é 0,4 %, ou seja, 0,4 % x 6 440 727 190 EUR = 25 762 909 EUR..

Uma vez que o terceiro estrato é um estrato de amostragem de 100 %, a dimensão da amostra para este estrato é fixa e é igual à dimensão da população, ou seja, as 5 operações de valor elevado. A dimensão da amostra para os dois estratos remanescentes é calculada através da fórmula *supra*, em que  $\sigma_w^2$  é a média ponderada das variâncias dos erros para os dois estratos remanescentes:

$$\sigma_w^2 = \sum_{h=1}^2 \frac{N_h}{N} \sigma_{eh}^2, h = 1,2;$$

e  $\sigma_{eh}^2$  é a variância dos erros em cada estrato. A variância dos erros é calculada para cada estrato como uma população independente do seguinte modo:

$$\sigma_{eh}^2 = \frac{1}{n_h^p - 1} \sum_{i=1}^{n_h^p} (E_{hi} - \bar{E}_h)^2, h = 1,2, \dots, H$$

em que  $E_{hi}$  representa os erros individuais para as unidades na amostra do estrato  $h$  e  $\bar{E}_h$  representa o erro médio da amostra no estrato  $h$ . Uma amostra preliminar de 20 operações do estrato 1 produziu uma estimativa para o desvio padrão dos erros de 21 312 EUR.

Seguiu-se o mesmo procedimento para a população do estrato 2. Uma amostra preliminar de 20 operações do estrato 2 produziu uma estimativa para o desvio padrão dos erros de 215.546 EUR:

Estrato 1 – estimativa preliminar do desvio padrão dos erros	21 312 EUR
--	---------------

Estrato 2 – estimativa preliminar do desvio padrão dos erros	215 546 EUR
--	----------------

Assim, a média ponderada das variâncias dos erros destes dois estratos é:

$$\sigma_w^2 = \frac{1,520}{4,867} \times 21,312^2 + \frac{3,347}{4,867} 215,546^2 = 32,092,103,451$$

A dimensão mínima da amostra é dada por:

$$n = \left( \frac{4,867 \times 0,845 \times \sqrt{32,092,103,451}}{128,814,544 - 25,762,909} \right)^2 \approx 51$$

Estas 51 operações são distribuídas por estrato do modo que se segue:

$$n_1 = \frac{1,520}{4,867} \times 51 \approx 16,$$

$$n_2 = n - n_1 = 35$$

e

$$n_3 = N_3 = 5$$

Portanto, a amostra deve ter uma dimensão total de 60 operações:

- 20 operações da amostra preliminar do estrato 1, mais
- 35 operações do estrato 2 (as 20 operações da amostra preliminar mais uma amostra adicional de 15 operações); mais
- 5 operações de valor elevado.

O quadro seguinte apresenta os resultados da amostra para toda a amostra de 60 operações:

<b>Resultados da amostra – estrato 1</b>		
A	Valor contabilístico da amostra	37 344 981 EUR
B	Erro total da amostra	77 376 EUR
C	Erro médio da amostra (C=B/16)	3 869 EUR
D	Desvio padrão dos erros da amostra	16 783 EUR
<b>Resultados da amostra – estrato 2</b>		
E	Valor contabilístico da amostra	722 269 643 EUR
F	Erro total da amostra	264 740 EUR
G	Erro médio da amostra (G=F/35)	7 564 EUR

H	Desvio padrão dos erros da amostra	117 335 EUR
<b>Resultados da amostra - estrato auditado a 100 %</b>		
I	Valor contabilístico da amostra	584 359 223 EUR
J	Erro total da amostra	7 240 855 EUR
K	Erro médio da amostra (I=J/5)	1 448 171 EUR

A projeção do erro para os dois estratos de amostragem é calculada através da multiplicação do erro médio da amostra pela dimensão da população. A soma destes dois valores, somada aos erros encontrados no estrato de amostragem de 100 %, é o erro esperado ao nível da população:

$$EE = \sum_{h=1}^3 1520 \times 3,869 + 3,347 \times 7,564 + 7,240,855 = 38,438,139$$

A margem de erro projetada é calculada como o rácio entre o erro extrapolado e o valor contabilístico da população (despesa total):

$$r_1 = \frac{39,908,283}{6,440,727,190} = 0.60\%$$

O valor contabilístico correto (a despesa correta que seria encontrada se todas as operações na população fossem auditadas) pode ser projetado através da seguinte fórmula:

$$CBV = BV - EE = 6,440,727,190 - 39,908,283 = 6,402,818,907$$

Dados os desvios-padrão dos erros na amostra de ambos os estratos (quadro com os resultados da amostra), a média ponderada da variância dos erros para todo o conjunto de estratos de amostragem é:

$$s_w^2 = \sum_{h=1}^2 \frac{N_h}{N} s_{eh}^2 = \frac{1,520}{4,867} \times 16,783^2 + \frac{3,347}{4,867} \times 117,335^2 = 9,555,777,062$$

A precisão da projeção é dada por:

$$SE = N \times z \times \frac{s_w}{\sqrt{n}} = 4,867 \times 0.842 \times \frac{\sqrt{9,555,777,062}}{\sqrt{55}} = 54,016,333$$

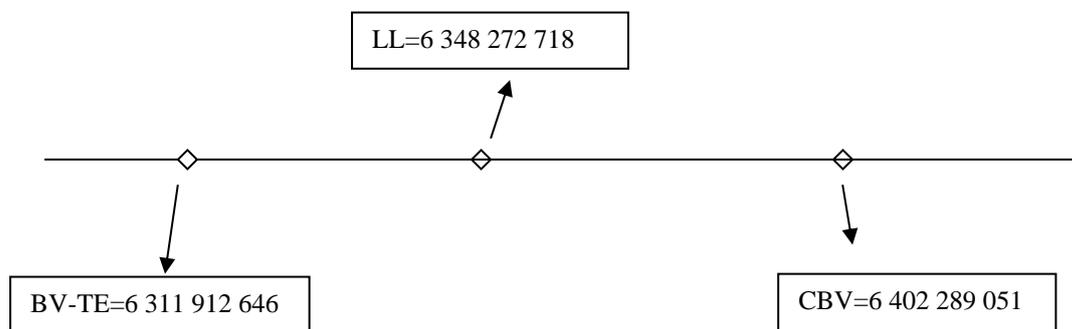
Para retirar conclusões acerca da materialidade dos erros é necessário calcular, em primeiro lugar, o limite inferior para o valor contabilístico corrigido. O limite inferior é igual a:

$$LL = CBV - SE = 6,402,289,051 - 54,016,333 = 6,348,272,718$$

A projeção para o valor contabilístico correto e o limite inferior devem ambos ser comparados com a diferença entre o valor contabilístico (despesa declarada) e o erro máximo admissível ( $TE$ )

$$BV - TE = 6,440,727,190 - 128,814,544 = 6,311,912,646$$

Uma vez que  $BV - TE$  é inferior ao limite inferior  $CBV - SE$  existem provas suficientes de que os erros no programa são inferiores ao limiar de materialidade.



### 6.2.3 Estimativa das diferenças – dois períodos

#### 6.2.3.1 Introdução

A autoridade de auditoria pode decidir executar o processo de amostragem em vários períodos durante o ano (normalmente dois semestres). A grande vantagem desta abordagem não se prende com a redução da dimensão da amostra, mas principalmente com o facto de permitir a distribuição do volume de trabalho de auditoria ao longo do ano, o que reduz o volume de trabalho que teria de ser realizado no final do ano com base numa única observação.

Com esta abordagem, divide-se a população do ano em duas subpopulações, correspondendo cada uma às operações e despesas de cada semestre. São recolhidas amostras independentes para cada semestre, utilizando a abordagem de amostragem aleatória simples padrão.

#### 6.2.3.2 Dimensão da amostra

A dimensão da amostra é calculada através da utilização da mesma abordagem que para a amostragem aleatória simples em dois semestres. Para mais informações, ver secção 6.1.3.2.

### 6.2.3.3 Extrapolação

Com base nas duas subamostras de cada semestre, o erro projetado ao nível da população pode ser calculado do seguinte modo:

$$EE = N_1 \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n_1} E_{1i}}{n_1} + N_2 \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n_2} E_{2i}}{n_2}$$

Na prática, em cada semestre deve multiplicar-se a média de erros observados na amostra pelo número de operações na população ( $N_t$ ) e somar todos os resultados obtidos para ambos os semestres.

Num segundo passo, o valor contabilístico correto (a despesa correta que seria encontrada se todas as operações na população fossem auditadas) pode ser projetado através da seguinte fórmula:

$$CBV = BV - EE$$

em que  $BV$  é o valor contabilístico anual (incluindo os dois semestres) e  $EE$  é o erro projetado acima referido.

### 6.2.3.4 Precisão

Importa recordar que a precisão (o erro de amostragem) é uma medida da incerteza associada à projeção (extrapolação). É dada pela fórmula seguinte:

$$SE = z \times \sqrt{\left( N_1^2 \times \frac{s_{e1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{s_{e2}^2}{n_2} \right)}$$

em que  $s_{et}$  é o desvio padrão dos erros na amostra do semestre  $t$ , (agora calculado a partir das mesmas amostras utilizadas para projetar os erros para a população).

$$s_{et}^2 = \frac{1}{n_t - 1} \sum_{i=1}^{n_t} (E_{ti} - \bar{E}_t)^2$$

### 6.2.3.5 Avaliação

Para retirar conclusões acerca da materialidade dos erros é necessário calcular, em primeiro lugar, o limite inferior para o valor contabilístico corrigido. O limite inferior é igual a:

$$LL = CBV - SE$$

A projeção para o valor contabilístico correto e o limite inferior devem ambos ser comparados com a diferença entre o valor contabilístico (despesa declarada) e o erro máximo admissível (*TE*)

$$BV - TE = BV - 2\% \times BV = 98\% \times BV$$

Finalmente, as conclusões da auditoria devem ser retiradas utilizando exatamente a mesma abordagem apresentada na secção 6.2.1.5 para a estimativa das diferenças padrão.

### 6.2.3.6 Exemplo

Uma AA decidiu repartir o volume de trabalho da auditoria pelos dois semestres do ano. No final do primeiro semestre, as características da população são as seguintes:

Despesas declaradas (DE) no final do primeiro semestre	1 237 952 015 EUR
Dimensão da população (operações - primeiro semestre)	3.852

Com base em experiências anteriores, a AA sabe que, regra geral, todas as operações incluídas nos programas no final do período de referência já se encontram ativas na população do primeiro semestre. É ainda expectável que as despesas declaradas no final do primeiro semestre representem cerca de 30 % do total da despesa declarada no final do período de referência. Com base nestes pressupostos, apresenta-se um resumo da população no seguinte quadro:

Despesas declaradas (DE) do primeiro semestre	1 237 952 015 EUR
Despesas declaradas (DE) do segundo semestre (previstas)	2 888 554 702 EUR
Dimensão da população (operações - período 1)	3.852
Dimensão da população (operações - período 2, previstas)	3852

As auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia reduzido. Por conseguinte, a amostragem deste programa deve ser efetuada com um grau de confiança de 90 %.

No final do primeiro semestre, a dimensão global da amostra (para o conjunto de dois semestres) é calculada da seguinte forma:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_w}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_w^2$  é a média ponderada das variâncias dos erros para cada semestre:

$$\sigma_w^2 = \frac{N_1}{N} \sigma_{e1}^2 + \frac{N_2}{N} \sigma_{e2}^2$$

e  $\sigma_{et}^2$  é a variância dos erros em cada período  $t$  (semestre). A variância dos erros para cada semestre é calculada como uma população independente do seguinte modo:

$$\sigma_{et}^2 = \frac{1}{n_t^p - 1} \sum_{i=1}^{n_t^p} (E_{ti} - \bar{E}_t)^2, t = 1,2$$

em que  $E_{ti}$  representa os erros individuais para as unidades na amostra do semestre  $t$  e  $\bar{E}_t$  representa o erro médio da amostra no semestre  $t$ .

Uma vez que o valor de  $\sigma_{et}^2$  é desconhecido, a AA decidiu recolher uma amostra preliminar de 20 operações no final do primeiro semestre do ano em curso. O desvio padrão dos erros da amostra nesta amostra preliminar do primeiro semestre é de 49 534 EUR. Com base em critérios profissionais e tendo conhecimento de que, regra geral, a despesa no segundo semestre é superior à do primeiro, a AA fez uma previsão preliminar do desvio padrão dos erros para o segundo semestre, devendo o mesmo ser 20 % superior ao do primeiro semestre, ou seja, 59 441 EUR. Portanto, a média ponderada das variâncias dos erros é:

$$\sigma_w^2 = \frac{N_1}{N_1 + N_2} \sigma_{e1}^2 + \frac{N_2}{N_1 + N_2} \sigma_{e2}^2 = 0.5 \times 69,534^2 + 0.5 \times 59,441^2 = 2,993,412,930.$$

Importa notar que a dimensão da população em cada semestre é igual ao número de operações ativas (com despesa) em cada semestre.

No final do primeiro semestre, a dimensão global da amostra para todo o ano é:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_w}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_w^2$  é a média ponderada das variâncias dos erros para todo o conjunto de estratos (ver secção 7.1.2.2 para mais pormenores),  $z$  é 1,645 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 90 %), e  $TE$ , o erro admissível, é 2 % (nível

máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento) do valor contabilístico. O valor contabilístico total inclui o valor contabilístico real no final do primeiro semestre e o valor contabilístico previsto para o segundo semestre de 4 126 506 717 EUR, o que significa que o erro admissível é  $2\% \times 4\,126\,506\,717 \text{ EUR} = 82\,530\,134 \text{ EUR}$ . A amostra preliminar relativa à população do primeiro semestre produz uma margem de erro da amostra de 0,6%. A autoridade de auditoria espera que esta margem de erro permaneça constante durante todo o ano. Portanto  $AE$ , o erro esperado, é  $0,6\% \times 4\,126\,506\,717 \text{ EUR} = 24\,759\,040 \text{ EUR}$ . A dimensão da amostra para todo o ano é:

$$n = \left( \frac{3852 \times 2 \times 1.645 \times \sqrt{5,898,672,130}}{82,530,134 - 24,759,040} \right)^2 \approx 145$$

A distribuição da amostra por semestre é a seguinte:

$$n_1 = \frac{N_1}{N_1 + N_2} n \approx 73$$

e

$$n_2 = n - n_1 = 72$$

A amostra do primeiro semestre produziu os seguintes resultados:

Valor contabilístico da amostra - primeiro semestre	41 009 806 EUR
Erro total da amostra - primeiro semestre	577 230 EUR
Desvio padrão dos erros da amostra - primeiro semestre	52 815 EUR

No final do segundo semestre, estão disponíveis mais informações, nomeadamente, o número de operações ativas no segundo semestre é corretamente conhecido, a variância dos erros da amostra  $s_{e1}$  calculada a partir da amostra do primeiro semestre já se encontra disponível e o desvio padrão dos erros para o segundo semestre  $\sigma_{e2}$  pode agora ser avaliado com mais exatidão através da utilização de uma amostra preliminar de dados reais.

A AA verifica que o pressuposto adotado no final do primeiro semestre relativo ao número total de operações permanece correto. Todavia, existem dois parâmetros para os quais devem ser utilizados valores atualizados.

Em primeiro lugar, a estimativa do desvio padrão dos erros baseada na amostra do primeiro semestre de 73 operações resultou numa estimativa de 52 815 EUR. Este novo valor deve agora ser utilizado para reavaliar a dimensão prevista da amostra. Em segundo lugar, com base numa nova amostra preliminar de 20 operações da população do segundo semestre, a autoridade de auditoria estima que o desvio padrão dos erros para o segundo semestre seja de 87 369 EUR (distante do valor previsto no final do primeiro período). Concluimos que o desvio padrão dos erros no primeiro semestre

utilizado para prever a dimensão da amostra está próximo do valor obtido no final do primeiro semestre. No entanto, o desvio padrão dos erros no segundo semestre utilizado para prever a dimensão da amostra encontra-se muito distante do valor dado pela nova amostra preliminar. Consequentemente, a amostra para o segundo semestre deve ser revista.

Além disso, o valor contabilístico total previsto da população do segundo semestre deve ser substituído pelo valor real, 5 202 775 175 EUR, em vez do valor previsto de 2 888 554 702 EUR.

<b>Parâmetro</b>	<b>Final do primeiro semestre</b>	<b>Final do segundo semestre</b>
Desvio padrão dos erros no primeiro semestre	49 534 EUR	52 815 EUR
Desvio padrão dos erros no segundo semestre	59 441 EUR	87 369 EUR
Despesa total no segundo semestre	2 888 554 702 EUR	5 202 775 175 EUR

Tendo estes dois ajustamentos em consideração, a dimensão recalculada da amostra do segundo semestre é:

$$n_2 = \frac{(z \times N_2 \times \sigma_{e2})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{N_1^2}{n_1} \times s_{e1}^2}$$

$$= \frac{(1.645 \times 3,852 \times 107,369)^2}{(128,814,544 - 38,644,363)^2 - 1.645^2 \times \frac{3,852^2}{142} \times 65,815^2} \approx 47$$

A auditoria às 73 operações no primeiro semestre e a estas 47 operações no segundo semestre irá fornecer informações ao auditor sobre o erro total para as operações sujeitas a amostragem. A amostra preliminar anterior de 20 operações é utilizada como parte da amostra principal. Por conseguinte, o auditor tem apenas de seleccionar mais 27 operações no segundo semestre.

A amostra do segundo semestre produziu os seguintes resultados:

Valor contabilístico da amostra - segundo semestre	59 312 212 EUR
Erro total da amostra - segundo semestre	588 336 EUR
Desvio padrão dos erros da amostra - primeiro semestre	78 489 EUR

Com base em ambas as amostras, o erro projetado ao nível da população pode ser calculado do seguinte modo:

$$EE = N_1 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_1} E_{1i}}{n_1} + N_2 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_2} E_{2i}}{n_2} = 3,852 \times \frac{577,230}{142} + 3,852 \times \frac{588,336}{68} = 78,677,283$$

correspondente a uma margem de erro projetada de 1,22 %.

Num segundo passo, o valor contabilístico correto (a despesa correta que seria encontrada se todas as operações na população fossem auditadas) pode ser projetado através da seguinte fórmula:

$$CBV = BV - EE = 6,440,727,190 - 78,677,283 = 6,362,049,907$$

em que  $BV$  é o valor contabilístico anual (incluindo os dois semestres) e  $EE$  é o erro projetado acima.

A precisão (o erro de amostragem) é a medida da incerteza associada à projeção (extrapolação) e é dada pela seguinte fórmula:

$$SE = z \times \sqrt{\left( N_1^2 \times \frac{s_{e1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{s_{e2}^2}{n_2} \right)} = 1.645 \times \sqrt{\left( 3852^2 \times \frac{52,815^2}{73} + 3852^2 \times \frac{78,849^2}{47} \right)} = 82,444,754$$

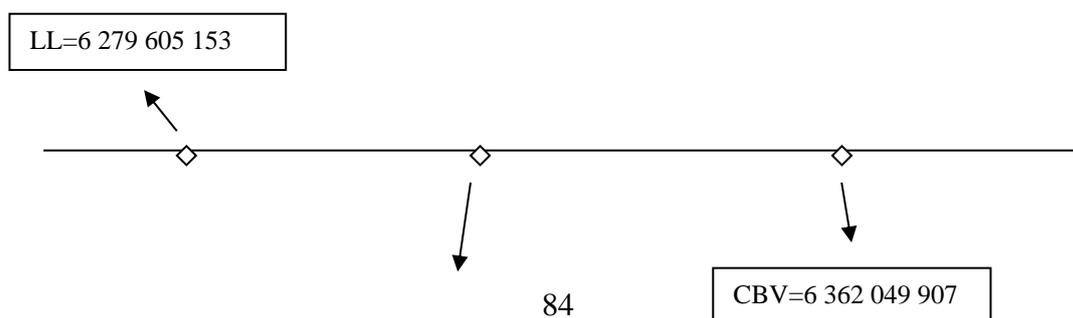
Para retirar conclusões acerca da materialidade dos erros, é necessário calcular, em primeiro lugar, o limite inferior para o valor contabilístico corrigido. O limite inferior é igual a:

$$LL = CBV - SE = 6,362,049,907 - 82,444,754 = 6,279,605,153$$

A projeção para o valor contabilístico correto e o limite inferior devem ambos ser comparados com a diferença entre o valor contabilístico (despesa declarada) e o erro máximo admissível ( $TE$ )

$$BV - TE = 6,440,727,190 - 128,814,544 = 6,311,912,646$$

Uma vez que  $BV - TE$  está entre o limite inferior  $LL = CBV - SE$  e  $CBV$ , consulte a secção 4.12 para obter mais pormenores sobre a análise a efetuar.



## 6.3 Amostragem por unidades monetárias

### 6.3.1 Abordagem padrão

#### 6.3.1.1 Introdução

A amostragem por unidade monetária é o método de amostragem estatística que utiliza a unidade monetária como uma variável auxiliar para a amostragem. Esta abordagem baseia-se normalmente na amostragem sistemática com probabilidade proporcional à dimensão (PPS), ou seja, proporcional ao valor monetário da unidade de amostragem (os elementos de valor mais elevado têm uma probabilidade mais elevada de seleção).

Este é provavelmente o método de amostragem mais popular para auditorias e é particularmente útil se os valores contabilísticos apresentarem uma variabilidade elevada e existir uma correlação (associação) positiva entre erros e valores contabilísticos, ou seja, sempre que se preveja que os elementos com valores mais elevados tenderão a exibir erros mais elevados, situação que se verifica com frequência no quadro da auditoria.

Sempre que se verifiquem as condições *supra*, ou seja, sempre que os valores contabilísticos apresentem uma variabilidade elevada e os erros tenham uma correlação (associação) positiva com os valores contabilísticos, a MUS tende a produzir dimensões de amostra mais reduzidas do que os métodos baseados na igual probabilidade, para o mesmo nível de precisão.

Importa igualmente salientar que as amostras produzidas por este método terão, regra geral, uma sobre-representação de elementos de valor elevado e uma sub-representação de elementos de valor reduzido. Isto não representa um problema por si só, uma vez que o método acomoda este facto no processo de extrapolação, mas torna os resultados da amostra (por exemplo, a margem de erro da amostra) não interpretáveis (apenas os resultados extrapolados podem ser interpretados).

Tal como os métodos baseados na igual probabilidade, este método pode ser combinado com a estratificação (as condições favoráveis à estratificação são discutidas na secção 5.2).

#### 6.3.1.2 Dimensão da amostra

O cálculo da dimensão da amostra  $n$  no âmbito de uma amostragem por unidade monetária tem por base as seguintes informações:

- O valor contabilístico da população (despesa total declarada)  $BV$
- O grau de confiança determinado a partir da auditoria dos sistemas e o respetivo coeficiente  $z$  da distribuição normal (ver secção 5.3).
- O erro máximo admissível  $TE$  (normalmente 2 % da despesa total).
- O erro esperado  $AE$  escolhido pelo auditor de acordo com o critérios profissionais e informações prévias.
- O desvio padrão  $\sigma_r$  das margens de erro (produzido a partir de uma amostra de MUS).

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_r}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_r$  é o desvio padrão das margens de erro produzido a partir de uma amostra de MUS. Para obter uma aproximação a este desvio padrão antes de realizar a auditoria, os Estados-Membros terão de basear-se em conhecimentos históricos (variância das margens de erro numa amostra do período anterior) ou numa amostra preliminar/piloto de dimensão reduzida,  $n^p$  (recomenda-se que a dimensão da amostra para a amostra preliminar não seja inferior a 20-30 operações). De qualquer modo, a variância das margens de erro (quadrado do desvio padrão) é obtida através de:

$$\sigma_r^2 = \frac{1}{n^p - 1} \sum_{i=1}^{n^p} (r_i - \bar{r})^2;$$

em que  $r_i = \frac{E_i}{BV_i}$  é a margem de erro de uma operação<sup>27</sup> e é definida como o rácio entre  $E_i$  e o valor contabilístico (a despesa declarada à Comissão,  $BV_i$ ) da  $i$ -ésima operação incluída na amostra, e  $\bar{r}$  representa a margem de erro média na amostra, ou seja:

$$\bar{r} = \frac{1}{n^p} \sum_{i=1}^{n^p} \frac{E_i}{BV_i}$$

Como é habitual, se o desvio padrão se baseia numa amostra preliminar, esta pode ser posteriormente utilizada como parte da amostra total escolhida para a auditoria.

---

<sup>27</sup> Sempre que o valor contabilístico da unidade  $i$  ( $BV_i$ ) for superior ao valor-limite  $BV/n$ , o rácio  $\frac{E_i}{BV_i}$  deve ser substituído por  $\frac{E_i}{BV/n}$ , em que o  $BV$  representa o valor contabilístico da população atual se for utilizada uma amostra preliminar, ou o valor contabilístico da população histórica se for utilizada uma amostra histórica. De igual modo,  $n$  representa a dimensão da amostra preliminar (se utilizada) ou a dimensão da amostra histórica.

Todavia, seleccionar e observar uma amostra preliminar no âmbito da MUS é uma tarefa muito mais complexa do que na amostragem aleatória simples ou na estimativa das diferenças. Isto deve-se ao facto de os elementos de valor elevado serem escolhidos com mais frequência para a amostra. Portanto, observar uma amostra de 20 a 30 operações representará, frequentemente, uma tarefa árdua. Por este motivo, no âmbito da MUS, recomenda-se vivamente que a estimativa do desvio padrão  $\sigma_r$  tenha por base dados históricos, a fim de evitar a necessidade de seleccionar uma amostra preliminar.

### 6.3.1.3 Seleção da amostra

Depois de determinar a dimensão da amostra, é necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado a auditar a 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico ( $BV$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_i > BV/n$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %.

A dimensão da amostra a atribuir ao estrato não exaustivo,  $n_s$ , é calculada como a diferença entre  $n$  e o número de unidades de amostragem (por exemplo, operações) no estrato exaustivo ( $n_e$ ).

Finalmente, a seleção da amostra no estrato não exaustivo será efetuada através da probabilidade proporcional à dimensão, ou seja, proporcional aos valores contabilísticos dos elementos  $BV_i$ <sup>28</sup>. Um método comum para efetuar a seleção é através de seleção sistemática, utilizando um intervalo de amostragem igual à despesa total no estrato não exaustivo ( $BV_s$ ) dividida pela dimensão da amostra ( $n_s$ ), ou seja,

$$SI = \frac{BV_s}{n_s}$$

Na prática, a amostra é seleccionada a partir de uma lista aleatória de elementos (normalmente operações), seleccionando cada elemento que contenha a  $x$ .<sup>ésima</sup> unidade monetária, sendo  $x$  igual ao intervalo de amostragem e tendo um ponto de partida aleatório entre 1 e SI. Por exemplo, se uma população apresenta um valor contabilístico de 10 000 000 EUR, e for seleccionada uma amostra de 40 operações, todas as operações que contenham o 250 000.º EUR serão seleccionadas.

---

<sup>28</sup> Isso pode ser feito recorrendo a *software* especializado, a um qualquer pacote estatístico ou mesmo a um *software* básico como o Excel. Note-se que, em alguns *softwares*, a divisão entre o estrato exaustivo de valor elevado e o estrato não exaustivo não é necessária, na medida em que estes têm automaticamente em conta a seleção de unidades com uma probabilidade de seleção de 100 %.

Importa salientar que, na prática, pode acontecer que, após o cálculo do intervalo de amostragem com base na despesa e dimensão da amostra do estrato de amostragem, algumas unidades da população ainda apresentem uma despesa superior a este intervalo de amostragem  $BV_s/n_s$  (embora anteriormente não tenham apresentado uma despesa superior ao valor-limite  $(BV/n)$ ). Na verdade, todos os elementos cujo valor contabilístico é ainda superior a este intervalo ( $BV_i > BV_s/n_s$ ) têm igualmente de ser adicionados ao estrato de valor elevado. Se isso acontecer, e depois de transferir os novos elementos para o estrato de valor elevado, o intervalo de amostragem tem de ser recalculado para o estrato de amostragem levando em consideração os novos valores para o rácio  $BV_s/n_s$ . Este processo iterativo poderá ter de ser realizado várias vezes até que nenhuma outra unidade apresente uma despesa superior ao intervalo de amostragem.

#### 6.3.1.4 Erro projetado

A projeção dos erros para a população deve ser realizada de modo diferente para as unidades no estrato exaustivo e para os elementos no estrato não exaustivo.

Para o estrato exaustivo, ou seja, para o estrato que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_i > \frac{BV}{n}$ , o erro projetado é simplesmente a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes ao estrato:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_e} E_i$$

Para o estrato não exaustivo, ou seja, o estrato que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_i \leq \frac{BV}{n}$  o erro projetado é

$$EE_s = SI \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

Para calcular este erro projetado:

- 1) Para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_i}{BV_i}$
- 2) Somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) Multiplicar o resultado anterior pelo intervalo de amostragem (SI)

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s$$

### 6.3.1.5 Precisão

A precisão é uma medida da incerteza associada à extrapolação. Representa o erro de amostragem e deve ser calculada a fim de produzir posteriormente um intervalo de confiança.

A precisão é dada pela fórmula:

$$SE = z \times \frac{BV_s}{\sqrt{n_s}} \times s_r$$

em que  $s_r$  é o desvio padrão das margens de erro na amostra do estrato não exaustivo (calculado a partir da mesma amostra utilizada para extrapolar os erros para a população)

$$s_r^2 = \frac{1}{n_s - 1} \sum_{i=1}^{n_s} (r_i - \bar{r}_s)^2$$

sendo  $\bar{r}_s$  igual à média simples das margens de erro na amostra do estrato

$$\bar{r}_s = \frac{\sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}}{n_s}$$

Importa salientar que o erro de amostragem é apenas calculado para o estrato não exaustivo, uma vez que não existe erro de amostragem a contabilizar no estrato exaustivo.

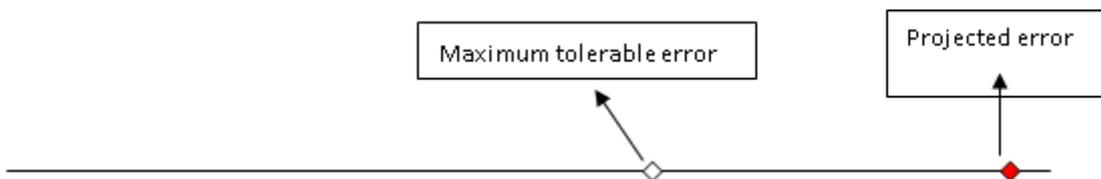
### 6.3.1.6 Avaliação

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da extrapolação

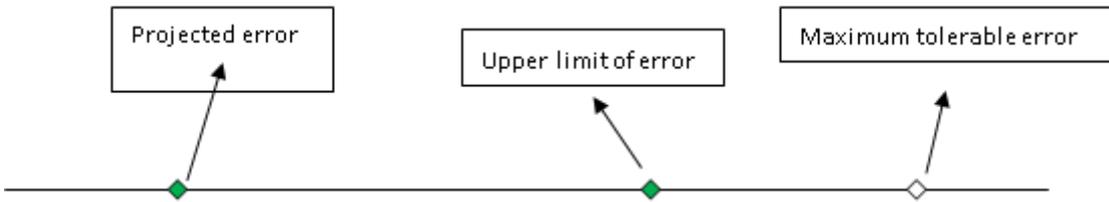
$$ULE = EE + SE$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria:

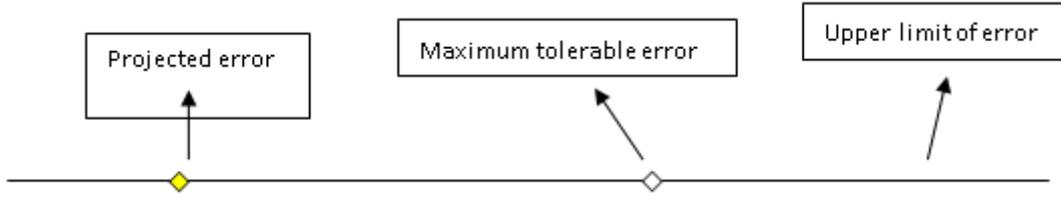
- Se o erro projetado for superior ao erro máximo admissível, isto implica que o auditor concluirá que existem provas suficientes para sustentar que os erros na população são superiores ao limiar de materialidade:



- Se o limite superior de erro for inferior ao erro máximo admissível, o auditor deve concluir que os erros na população são inferiores ao limiar de materialidade.



Se o erro projetado for inferior ao erro máximo admissível, mas o limite superior de erro for superior, consulte a secção 4.12 para mais pormenores sobre a análise a efetuar.



6.3.1.7 Exemplo

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações num programa. As auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia reduzido. Por conseguinte, a amostragem deste programa deve ser efetuada com um grau de confiança de 90 %.

A população é resumida no quadro seguinte:

Dimensão da população (número de operações)	3.852
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_r}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_r$  é o desvio padrão das margens de erro produzido a partir de uma amostra de MUS. Para obter uma aproximação a este desvio padrão, a AA decidiu utilizar o desvio padrão do ano anterior. A amostra do ano anterior era constituída por 50 operações, 5 das quais apresentam um valor contabilístico superior ao intervalo de amostragem.

O quadro seguinte apresenta os resultados da auditoria do ano anterior para estas 5 operações.

<b>Identificação da operação</b>	<b>Valor contabilístico (BV)</b>	<b>Valor contabilístico correto (CBV)</b>	<b>Erro</b>	<b>Margem de erro</b>
1850	115 382 867 EUR	115 382 867 EUR	- EUR	-
4327	129 228 811 EUR	129 228 811 EUR	- EUR	-
4390	142 151 692 EUR	138 029 293 EUR	4 122 399 EUR	0,0491
1065	93 647 323 EUR	93 647 323 EUR	- EUR	-
1817	103 948 529 EUR	100 830 073 EUR	3 118 456 EUR	0,0371

Importa referir que a margem de erro (última coluna) é calculada como  $r_i = \frac{E_i}{BV/n}$  o rácio entre o erro da operação e o BV dividido pela dimensão inicial da amostra, ou seja, 50 operações, porque estas apresentam um valor contabilístico superior ao intervalo de amostragem (para mais pormenores, consultar a secção 6.3.1.2).

O quadro seguinte resume os resultados da auditoria do ano anterior para a amostra de 45 operações de valor contabilístico inferior ao valor-limite.

	A	B	C	D	E
1	<b>Operation ID</b>	<b>Book Value (BV)</b>	<b>Audit Value (AV)</b>	<b>Error</b>	<b>Error rate</b>
2	239	10,173,875 €	9,962,918 €	210,956 €	0.0207
3	424	23,014,045 €	23,014,045 €	- €	
4	2327	32,886,198 €	32,886,198 €	- €	
5	5009	34,595,201 €	34,595,201 €	- €	
6	1491	78,695,230 €	78,695,230 €	- €	
7	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)
39	2596	8,912,999 €	8,909,491 €	3,508 €	0.00039
40	779	26,009,790 €	26,009,790 €	- €	-
41	1250	264,950 €	264,950 €	- €	-
42	3895	30,949,004 €	30,949,004 €	- €	-
43	2011	617,668 €	617,668 €	- €	-
44	4796	335,916 €	335,916 €	- €	-
45	3632	7,971,113 €	7,971,113 €	- €	-
46	2451	17,470,048 €	17,470,048 €	- €	-
47	<b>Sample standard deviation:=STDEV.S(E2:E46;0;0.0491;0;0.0371)-----&gt;</b>				0.085

Com base nesta amostra preliminar, o desvio padrão das margens de erro,  $\sigma_r$ , é 0,085, (calculado em MS Excel como «:=STDEV.S(E2:E46;0;0.0491;0;0.0371)»)

Dada esta estimativa para o desvio padrão das margens de erro, o erro máximo admissível e o erro esperado, existem condições para calcular a dimensão da amostra. Tomando um erro admissível que é 2 % do valor contabilístico total, 2 % x 4 199 882 024 = 83 997 640, (valor de materialidade estabelecido pelo regulamento) e uma margem de erro esperada de 0,4 %, 0,4 % x 4 199 882 024 = 16 799 528 (que corresponde à profunda convicção da AA com base em informações do ano anterior e nos resultados do relatório sobre a avaliação dos sistemas de gestão e controlo),

$$n = \left( \frac{1.645 \times 4,199,882,024 \times 0.085}{83,997,640 - 16,799,528} \right)^2 \approx 77$$

Em primeiro lugar, é necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado que será submetido a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico (BV) e a dimensão prevista da amostra (n). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_i > BV/n$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %. Neste caso, o valor-limite é 4 199 882 024/77=54 593 922 EUR.

A AA colocou num estrato isolado todas as operações de valor contabilístico superior a 54 593 922 EUR, o que corresponde a 8 operações que perfazem 786 837 081 EUR.

O intervalo de amostragem para a restante população é igual ao valor contabilístico no estrato não exaustivo ( $BV_s$ ) (a diferença entre o valor contabilístico total e o valor contabilístico das oito operações pertencentes ao estrato superior) dividido pelo número de operações a seleccionar (77 menos as 8 operações no estrato superior).

$$\text{Sampling interval} = \frac{BV_s}{n_s} = \frac{4,199,882,024 - 786,837,081}{69} = 49,464,419$$

A AA verificou que não existiam operações de valores contabilísticos superiores ao intervalo, de modo que o estrato superior inclui apenas as 8 operações de valor contabilístico superior ao valor-limite. A amostra é constituída a partir de uma lista de operações aleatória, seleccionando-se cada elemento que contenha a 49 464 419.<sup>a</sup> unidade monetária.

Um ficheiro que contenha as restantes 3 844 operações (3 852 – 8 operações de valor elevado) da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Um valor da amostra de 69 operações (77 menos 8 operações de valor elevado) é obtido utilizando exatamente o procedimento seguinte.

Um valor aleatório entre 1 e o intervalo de amostragem, 49 464 419, foi gerado (22 006 651). A primeira seleção corresponde à primeira operação no ficheiro com o valor contabilístico acumulado superior ou igual a 22 006 651.

A segunda seleção corresponde à primeira operação que contém a 71 471 070.<sup>a</sup> unidade monetária ( 22,006,651 + 49,464,419 = 71,471,070 ponto de partida mais o intervalo de amostragem). A terceira operação a seleccionar corresponde à primeira operação que contenha a 120 935 489.<sup>a</sup> unidade monetária (71,471,070 + 49,464,419 = 120,935,489 ponto de unidade monetária anterior mais o intervalo de amostragem) e por aí em diante...

<b>Identificação da operação</b>	<b>Valor contabilístico (BV)</b>	<b>BV acumulado</b>	<b>Amostra</b>
239	10 173 875 EUR	10 173 875 EUR	Não
424	23 014 045 EUR	33 187 920 EUR	Sim
2327	32 886 198 EUR	66 074 118 EUR	Não
5009	34 595 201 EUR	100 669 319 EUR	Sim
1491	78 695 230 EUR	179 364 549 EUR	Sim

(...)	(...)	(...)	...
2596	8 912 999 EUR	307 654 321 EUR	Não
779	26 009 790 EUR	333 664 111 EUR	Sim
1 250	264 950 EUR	333 929 061 EUR	Não
3 895	30 949 004 EUR	364 878 065 EUR	Não
2 011	617 668 EUR	365 495 733 EUR	Não
4 796	335 916 EUR	365 831 649 EUR	Não
3632	7 971 113 EUR	373 802 762 EUR	Sim
2451	17 470 048 EUR	391 272 810 EUR	Não
(...)	(...)	(...)	...

Após auditar as 77 operações, a AA consegue projetar o erro.

Das 8 operações de valor elevado (valor contabilístico total de 786 837 081 EUR), 3 operações apresentam um erro correspondente a um montante do erro de 7 616 805 EUR.

Para a restante amostra, o erro tem um tratamento diferente. Para estas operações, aplica-se o seguinte procedimento:

1) Para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_i}{BV_i}$

2) Somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra (calculado em MS Excel como «:=SUM(E2:E70)»)

3) Multiplicar o resultado anterior pelo intervalo de amostragem (SI)

$$EE_s = SI \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

	A	B	C	D	E
1	<b>Operation ID</b>	<b>Book Value (BV)</b>	<b>Audited Value (AV)</b>	<b>Error</b>	<b>Error rate</b>
2	5002	48,725,645 €	48,725,645 €	- €	-
3	779	26,009,790 €	333,664,111 €	- €	-
4	2073	859,992 €	859,992 €	- €	-
5	239	10,173,875 €	9,962,918 €	210,956 €	0.02
6	989	394,316 €	394,316 €	- €	-
7	65	25,234,699 €	25,125,915 €	108,784 €	0
8	5010	34,595,201 €	34,595,201 €	- €	-
9	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)
64	1841	768,278 €	768,278 €	- €	-
65	3672	624,882 €	624,882 €	- €	-
66	2355	343,462 €	301,886 €	41,576 €	0.12
67	959	204,847 €	204,847 €	- €	-
68	608	15,293,716 €	15,293,716 €	- €	-
69	4124	6,773,014 €	6,773,014 €	- €	-
70	262	662 €	662 €	- €	-
71	<b>Total:=SUM(E2:E70)</b> ----->				1.096
72	<b>Sample standard deviation:=STDEV.S(E2:E70)</b> ----->				0.09

$$EE_s = 49,464,419 \times 1.096 = 54,213,004$$

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = 7,616,805 + 54,213,004 = 61,829,809$$

A margem de erro projetada é o rácio entre o erro projetado e a despesa total:

$$r = \frac{61,829,809}{4,199,882,024} = 1.47\%$$

O desvio padrão das margens de erro no estrato da amostragem é 0,09 (calculado em MS Excel como «:=STDEV.S(E2:E70)»).

A precisão é dada por:

$$SE = z \times \frac{BV_s}{\sqrt{n_s}} \times s_r = 1.645 \times \frac{4,199,882,024 - 786,837,081}{\sqrt{69}} \times 0.09 = 60,831,129$$

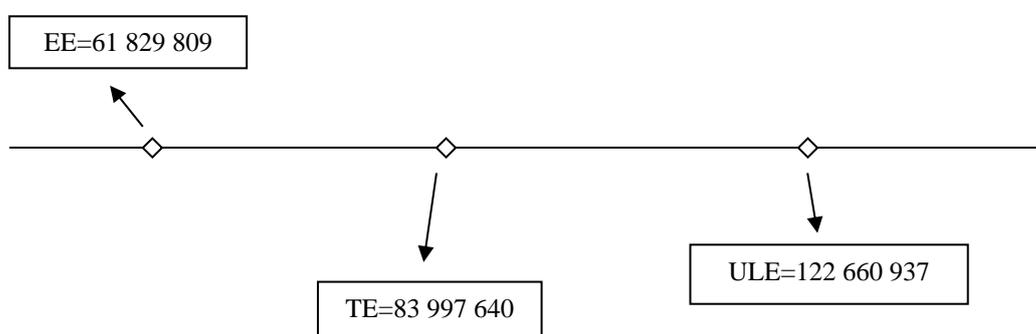
Importa salientar que o erro de amostragem é apenas calculado para o estrato não exaustivo, uma vez que não existe erro de amostragem a contabilizar no estrato exaustivo.

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado *EE* com a precisão da extrapolação

$$ULE = 61,829,809 + 60,831,129 = 122,660,937$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível, 83 997 640 EUR, para retirar conclusões de auditoria.

Uma vez que o erro máximo admissível é superior ao erro projetado mas inferior ao limite superior de erro, consulte a secção 4.12 para mais pormenores sobre a análise a efetuar.



### 6.3.2 Amostragem por unidade monetária estratificada

#### 6.3.2.1 Introdução

Na amostragem por unidade monetária estratificada, a população é dividida em subpopulações denominadas estratos e são recolhidas amostras independentes de cada estrato, utilizando a abordagem de amostragem por unidade monetária padrão.

Como é habitual, os critérios escolhidos para aplicar a estratificação devem ter em consideração que na estratificação se tem como objetivo encontrar grupos (estratos) com menos variabilidade do que a população total. Por conseguinte, as variáveis que prevemos que expliquem o nível de erro nas operações são igualmente boas opções para a estratificação. Algumas opções possíveis são programas, regiões, órgãos responsáveis, classes baseadas no risco da operação, etc.

Na MUS estratificada, a estratificação por nível de despesa não é relevante, uma vez que a MUS já toma em consideração o nível de despesa na seleção das unidades de amostragem.

### 6.3.2.2 Dimensão da amostra

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_{rw}^2$  é uma média ponderada das variâncias das margens de erro para todo o conjunto de estratos, com a ponderação para cada estrato igual ao rácio entre o valor contabilístico do estrato ( $BV_h$ ) e o valor contabilístico para toda a população ( $BV$ ),

$$\sigma_{rw}^2 = \sum_{h=1}^H \frac{BV_h}{BV} \sigma_{rh}^2, h = 1, 2, \dots, H;$$

e  $\sigma_{rh}^2$  é a variância das margens de erro em cada estrato. A variância das margens de erro é calculada para cada estrato como uma população independente do seguinte modo:

$$\sigma_{rh}^2 = \frac{1}{n_h^p - 1} \sum_{i=1}^{n_h^p} (r_{hi} - \bar{r}_h)^2, h = 1, 2, \dots, H$$

em que  $r_{hi} = \frac{E_i}{BV_i}$  representa as margens de erros individuais para unidades na amostra do estrato  $h$  e  $\bar{r}_h$  representa a margem de erro média da amostra no estrato  $h$ <sup>29</sup>.

Tal como previamente apresentado para o método de MUS padrão, estes valores podem basear-se em conhecimentos históricos ou numa amostra preliminar/piloto de dimensão reduzida. Neste último caso, a amostra-piloto pode, como é habitual, ser posteriormente utilizada como parte da amostra escolhida para a auditoria. Novamente, mantém-se a recomendação do cálculo destes parâmetros utilizando dados históricos, a fim de evitar a necessidade de seleccionar uma amostra preliminar. Ao começar a aplicar pela primeira vez o método de MUS estratificada, pode acontecer que não estejam disponíveis dados históricos estratificados. Neste caso, a dimensão da amostra pode ser determinada através de fórmulas para o método de MUS padrão (ver secção 6.3.1.2). Evidentemente, o preço a pagar por esta falta de conhecimentos históricos consiste no facto de, no primeiro período de auditoria, a dimensão da amostra ter de ser superior ao que seria efetivamente necessário se essas informações estivessem disponíveis. Todavia, as informações recolhidas no primeiro período de aplicação do método de MUS estratificada podem ser aplicadas em períodos futuros para determinação da dimensão da amostra.

---

<sup>29</sup> Sempre que o valor contabilístico da unidade  $i$  ( $BV_i$ ) for superior ao valor-limite  $BV_h/n_h$  o rácio  $\frac{E_i}{BV_i}$  deve ser substituído pelos rácios  $\frac{E_i}{BV_h/n_h}$ .

Depois de calculada a dimensão total da amostra,  $n$ , a distribuição da amostra por estrato é a seguinte:

$$n_h = \frac{BV_h}{BV} n.$$

Este é um método de atribuição geral, em que a amostra é atribuída a estratos proporcionalmente à despesa (valor contabilístico) dos estratos. Estão disponíveis outros métodos de atribuição. Uma atribuição mais adaptada pode, em alguns casos, proporcionar ganhos de precisão adicionais ou a redução da dimensão da amostra. A adequação de outros métodos de atribuição no que se refere a cada população específica exige alguns conhecimentos técnicos da teoria da amostragem.

### 6.3.2.3 Seleção da amostra

Em cada estrato  $h$ , existirão dois componentes: o grupo exaustivo no estrato  $h$  (ou seja, o grupo que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_{hi} > \frac{BV_h}{n_h}$ ); e o grupo de amostragem no estrato  $h$  (ou seja, o grupo que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_{hi} \leq \frac{BV_h}{n_h}$ )

Depois de determinar a dimensão da amostra, é necessário identificar, em cada um dos estratos originais ( $h$ ), as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um grupo de valor elevado a auditar a 100 %. O valor-limite para determinar este grupo superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico do estrato ( $BV_h$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n_h$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_{hi} > \frac{BV_h}{n_h}$ ) serão colocados no grupo de auditoria de 100 %.

A dimensão da amostra a atribuir ao grupo não exaustivo,  $n_{hs}$ , é calculada como a diferença entre  $n_h$  e o número de unidades de amostragem (por exemplo, operações) no grupo exaustivo do estrato ( $n_{he}$ ).

Finalmente, procede-se à seleção das amostras no grupo não exaustivo de cada estrato utilizando a probabilidade proporcional à dimensão, ou seja, proporcional ao valor contabilístico dos elementos  $BV_i$ . Um método comum para efetuar a seleção é através da

seleção sistemática, utilizando um intervalo de seleção igual à despesa total no grupo não exaustivo do estrato ( $BV_{hs}$ ) dividida pela dimensão da amostra ( $n_{hs}$ )<sup>30</sup>, ou seja,

$$SI_h = \frac{BV_{hs}}{n_{hs}}$$

Importa notar que serão selecionadas várias amostras independentes, uma para cada estrato original.

#### 6.3.2.4 Erro projetado

A projeção de erros para a população é realizada de modo diferente para as unidades pertencentes aos grupos exaustivos e para os elementos nos grupos não exaustivos.

Para os grupos exaustivos, ou seja, para os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_{hi} > \frac{BV_h}{n_h}$ , o erro projetado é a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes a esses grupos:

$$EE_e = \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^{n_h} E_{hi}$$

Na prática:

- 1) Para cada estrato  $h$ , identificar as unidades pertencentes ao grupo exaustivo e somar os seus erros
- 2) Somar os resultados anteriores em todo o conjunto de estratos  $H$ .

Para os grupos não exaustivos, ou seja, os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_{hi} \leq \frac{BV_h}{n_h}$ , o erro projetado é

$$EE_s = \sum_{h=1}^H \frac{BV_{hs}}{n_{hs}} \sum_{i=1}^{n_{hs}} \frac{E_{hi}}{BV_{hi}}$$

Para calcular este erro projetado:

- 1) Em cada estrato  $h$ , para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_{hi}}{BV_{hi}}$
- 2) Em cada estrato  $h$ , somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra

---

<sup>30</sup> Se algumas unidades populacionais ainda apresentarem uma despesa superior a este intervalo de amostragem, será aplicado o procedimento explicado na secção 6.3.1.3.

- 3) Em cada estrato  $h$ , multiplicar o resultado anterior pela despesa total na população do grupo não exaustivo ( $BV_{hs}$ ); esta despesa será também igual à despesa total no estrato menos a despesa dos elementos pertencentes ao grupo exaustivo
- 4) Em cada estrato  $h$ , dividir o resultado anterior pela dimensão da amostra no grupo não exaustivo ( $n_{hs}$ )
- 5) Somar os resultados anteriores em todo o conjunto de estratos  $H$

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s$$

### 6.3.2.5 Precisão

Tal como acontece com o método MUS padrão, a precisão é uma medida da incerteza associada à extrapolação. Representa o erro de amostragem e deve ser calculada a fim de produzir posteriormente um intervalo de confiança.

A precisão é dada pela fórmula:

$$SE = z \times \sqrt{\sum_{h=1}^H \frac{BV_{hs}^2}{n_{hs}} \cdot s_{r_{hs}}^2}$$

em que  $s_{r_{hs}}$  é o desvio-padrão das margens de erro na amostra do grupo de estratos não exaustivo  $h$  (calculado a partir da mesma amostra utilizada para extrapolar os erros para a população)

$$s_{r_{hs}}^2 = \frac{1}{n_{hs} - 1} \sum_{i=1}^{n_{hs}} (r_{hi} - \bar{r}_{hs})^2, h = 1, 2, \dots, H$$

sendo  $\bar{r}_{hs}$  igual à média simples das margens de erro na amostra do grupo de estratos não exaustivo  $h$ .

O erro de amostragem é apenas calculado para os grupos não exaustivos, uma vez que não existe erro de amostragem decorrente dos grupos exaustivos.

### 6.3.2.6 Avaliação

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da extrapolação

$$ULE = EE + SE$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria utilizando exatamente a mesma abordagem apresentada na secção 6.3.1.6.

### 6.3.2.7 Exemplo

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações num grupo de dois programas. As auditorias dos sistemas realizadas pela AA produziram um nível de garantia reduzido. Por conseguinte, a amostragem deste programa deve ser efetuada com um grau de confiança de 90 %.

A AA tem motivos para considerar que existem diferentes margens de erro entre os programas. Tendo todas estas informações em conta, a autoridade de auditoria decidiu estratificar a população por programa.

O quadro seguinte resume as informações disponíveis.

Dimensão da população (número de operações)	6.252
Dimensão da população – estrato 1	4.520
Dimensão da população – estrato 2	1.732
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR
Valor contabilístico – estrato 1	2 506 626 292 EUR
Valor contabilístico – estrato 2	1 693 255 732 EUR

O primeiro passo consiste em calcular a dimensão da amostra necessária, recorrendo à fórmula:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_{rw}^2$  é uma média ponderada das variâncias das margens de erro para todo o conjunto de estratos, com a ponderação para cada estrato igual ao rácio entre o valor contabilístico do estrato ( $BV_h$ ) e o valor contabilístico para toda a população ( $BV$ ):

$$\sigma_{rw}^2 = \sum_{h=1}^H \frac{BV_h}{BV} \sigma_{rh}^2, h = 1, 2, \dots, H;$$

em que  $\sigma_{rh}$  é o desvio-padrão das margens de erro produzido a partir de uma amostra de MUS. Para obter uma aproximação a este desvio-padrão, a AA decidiu utilizar o desvio-padrão do ano anterior. A amostra do ano anterior era constituída por 110 operações, 70 operações do primeiro programa (estrato) e 40 do segundo programa.

Com base nesta amostra do ano anterior, calcula-se a variância das margens de erro como (ver secção 7.3.1.7 para mais pormenores):

$$\sigma_{r1}^2 = \frac{1}{70 - 1} \sum_{i=1}^{70} (r_{1i} - \bar{r}_{1s})^2 = 0.000045$$

e

$$\sigma_{r2}^2 = \frac{1}{40 - 1} \sum_{i=1}^{40} (r_{2i} - \bar{r}_{2s})^2 = 0.010909$$

Obtém-se o seguinte resultado

$$\sigma_{rw}^2 = \frac{2,506,626,292}{4,199,882,024} \times 0.000045 + \frac{1,693,255,732}{4,199,882,024} \times 0.010909 = 0.004425$$

Dada esta estimativa para a variância das margens de erro, existem condições para calcular a dimensão da amostra. Tal como supracitado, a AA espera diferenças significativas entre ambos os estratos. Além disso, com base num relatório sobre o funcionamento do sistema de gestão e de controlo, a autoridade de auditoria prevê uma margem de erro de cerca de 1,1 %. Tomando um erro admissível que é 2 % do valor contabilístico total (nível de materialidade estabelecido pelo regulamento), ou seja,  $TE=2\% \times 4\,199\,882\,024=83\,997\,640$ , e o erro esperado, ou seja,  $AE=1,1\% \times 4\,199\,882\,024=46\,198\,702$ , a dimensão da amostra é

$$n = \left( \frac{1.645 \times 4,199,882,024 \times \sqrt{0.004425}}{83,997,640 - 46,198,702} \right)^2 \approx 148$$

A distribuição da amostra por estrato é a seguinte:

$$n_1 = \frac{BV_1}{BV} \times n = \frac{2,506,626,292}{4,199,882,024} \times 148 \approx 89$$

$$n_2 = n - n_1 = 148 - 89 = 59.$$

Estas duas dimensões das amostras levam aos seguintes valores-limite para os estratos de valor elevado:

$$Cut - off_1 = \frac{BV_1}{n_1} = \frac{2,506,626,292}{89} = 28,164,340$$

e

$$Cut - off_2 = \frac{BV_2}{n_2} = \frac{1,693,255,731}{59} = 28,699,250$$

Utilizando estes dois valores-limite, encontram-se 16 e 12 operações de valor elevado nos estratos 1 e 2, respetivamente.

A dimensão da amostra para a parte de amostragem do estrato 1 será dada pela dimensão total da amostra (89), menos as 16 operações de valor elevado, ou seja, 73 operações. Aplicando o mesmo raciocínio para o estrato 2, a dimensão da amostra para a parte de amostragem do estrato 2 é 59-12=47 operações.

O próximo passo será o cálculo do intervalo de amostragem para os estratos de amostragem. Os intervalos de amostragem são, respetivamente, dados por:

$$SI_1 = \frac{BV_{1s}}{n_{1s}} = \frac{1,643,963,924}{73} = 22,520,054$$

e

$$SI_2 = \frac{BV_{2s}}{n_{2s}} = \frac{1,059,467,667}{47} = 22,541,865$$

O quadro seguinte sintetiza os resultados anteriores:

Dimensão da população (número de operações)	6.252
Dimensão da população – estrato 1	4.520
Dimensão da população – estrato 2	1.732
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR
Valor contabilístico – estrato 1	2 506 626 292 EUR
Valor contabilístico – estrato 2	1 693 255 732 EUR
<b>Resultados da amostra – estrato 1</b>	
Valor-limite	28 164 340 EUR
Número de operações acima do valor-limite	16
Valor contabilístico das operações acima do valor-limite	862 662 369 EUR

Valor contabilístico das operações (população não exaustiva)	1 643 963 923 EUR
Intervalo de amostragem (população não exaustiva)	22 520 054 EUR
Número de operações (população não exaustiva)	4.504
<b>Resultados da amostra – estrato 2</b>	
Valor-limite	28 699 250 EUR
Número de operações acima do valor-limite	12
Valor contabilístico das operações acima do valor-limite	633 788 064 EUR
Valor contabilístico das operações (população não exaustiva)	1 059 467 668 EUR
Intervalo de amostragem (população não exaustiva)	22 541 865 EUR
Número de operações (população não exaustiva)	1.720

Para o estrato 1, um ficheiro que contenha as restantes 4 504 operações (4 520 menos 16 operações de valor elevado) da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Uma amostra de 73 operações (89 menos 16 operações de valor elevado) é obtida utilizando exatamente o procedimento descrito na secção 7.3.1.7.

Para o estrato 2, um ficheiro que contenha as restantes 1 720 operações (1 732 menos 12 operações de valor elevado) da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Um valor da amostra de 47 operações (59 menos 12 operações de valor elevado) é obtido tal como descrito no parágrafo anterior.

Para o estrato 1, nas 16 operações de valor elevado, não foram encontrados erros.

Para o estrato 2, em 6 das 12 operações de valor elevado, foram encontrados erros que ascendem a 15 460 340 EUR.

Para as restantes amostras, o erro tem um tratamento diferente. Para estas operações, aplica-se o seguinte procedimento:

- 1) Para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_i}{BV_i}$
- 2) Somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) Multiplicar o resultado anterior pelo intervalo de amostragem (SI)

$$EE_{hs} = SI_{hs} \sum_{i=1}^{n_{hs}} \frac{E_{hi}}{BV_{hi}}$$

A soma das margens de erro para a população não exaustiva no estrato 1 é 1,0234,

$$EE_{1s} = 22,520,054 \times 1.0234 = 23,047,023$$

e para o estrato 2 é 1,176,

$$EE_{2s} = 22,541,865 \times 1.176 = 26,509,234.$$

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma de todos os componentes, ou seja, o montante do erro encontrado na parte exaustiva de ambos os estratos, que é 15 460 340 EUR e o erro projetado para ambos os estratos:

$$EE = 15,460,340 + 23,047,023 + 26,509,234 = 65,016,597$$

correspondente a uma margem de erro projetada de 1,55 %.

Para calcular a precisão, as variâncias das margens de erro para ambos os estratos de amostragem devem ser obtidas utilizando o procedimento descrito na secção 7.3.1.7:

$$s_{r1}^2 = \frac{1}{72-1} \sum_{i=1}^{72} (r_{1i} - \bar{r}_{1s})^2 = 0.000036$$

e

$$s_{r2}^2 = \frac{1}{48-1} \sum_{i=1}^{48} (r_{2i} - \bar{r}_{2s})^2 = 0.0081$$

A precisão é dada por:

$$SE = z \times \sqrt{\sum_{h=1}^H \frac{BV_{hs}^2}{n_{hs}} \times s_{rhs}^2}$$

$$SE = 1.645 \times \sqrt{\frac{1,643,963,923^2}{73} \times 0.000036 + \frac{1,059,467,668^2}{47} \times 0.0081} \\ = 22,958,216$$

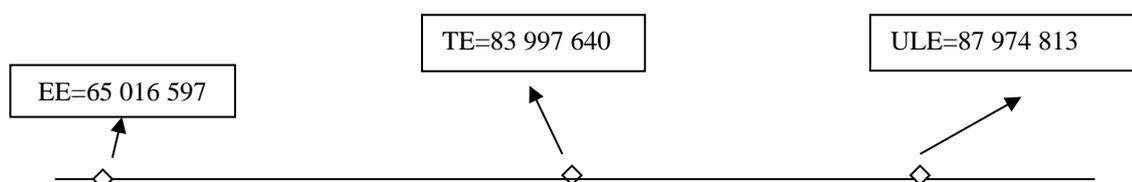
Importa salientar que o erro de amostragem é apenas calculado para as partes não exaustivas da população, uma vez que não existe erro de amostragem a contabilizar no estrato exaustivo.

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado *EE* com a precisão da extrapolação

$$ULE = 65,016,597 + 22,958,216 = 87,974,813$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria:

Ao comparar o limiar de materialidade de 2 % do valor contabilístico total da população (2 % x 4 199 882 024 EUR = 83 997 640 EUR) com os resultados projetados, observamos que o erro máximo admissível é superior ao erro projetado, mas inferior ao limite superior. Consultar a secção 4.12 para obter mais pormenores sobre a análise a efetuar.



### **6.3.3 Amostragem por unidade monetária – dois períodos**

#### **6.3.3.1 Introdução**

A autoridade de auditoria pode decidir executar o processo de amostragem em vários períodos durante o ano (normalmente dois semestres). Tal como acontece com todos os outros métodos de amostragem, a grande vantagem desta abordagem não se prende com a redução da dimensão da amostra, mas principalmente com o facto de permitir a distribuição do volume de trabalho de auditoria ao longo do ano, o que reduz o volume de trabalho que teria de ser realizado no final do ano com base numa única observação.

Com esta abordagem, divide-se a população do ano em duas subpopulações, correspondendo cada uma às operações e despesas de cada semestre. São recolhidas amostras independentes para cada semestre, utilizando a abordagem de amostragem por unidade monetária padrão.

### 6.3.3.2 Dimensão da amostra

#### Primeiro semestre

No primeiro período de auditoria (por exemplo, o semestre), a dimensão global da amostra (para o conjunto de dois semestres) é calculada da seguinte forma:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_{rw}^2$  é uma média ponderada das variâncias das margens de erro em cada semestre, com a ponderação para cada semestre igual ao rácio entre o valor contabilístico do semestre ( $BV_t$ ) e o valor contabilístico para toda a população ( $BV$ ).

$$\sigma_{rw}^2 = \frac{BV_1}{BV} \sigma_{r1}^2 + \frac{BV_2}{BV} \sigma_{r2}^2$$

e  $\sigma_{rt}^2$  é a variância das margens de erro em cada semestre. A variância das margens de erro é calculada para cada semestre do seguinte modo:

$$\sigma_{rt}^2 = \frac{1}{n_t^p - 1} \sum_{i=1}^{n_t^p} (r_{ti} - \bar{r}_t)^2, t = 1, 2$$

em que  $r_{ti} = \frac{E_{ti}}{BV_{ti}}$  representa as margens de erro individuais para as unidades na amostra do semestre  $t$  e  $\bar{r}_t$  representa a margem de erro média da amostra no semestre  $t$ <sup>31</sup>.

Os valores para os desvios-padrão esperados das margens de erro em ambos os semestres devem ser definidos com base em critérios profissionais e em conhecimentos históricos. A opção de aplicar uma amostra preliminar/piloto de dimensão reduzida, tal como apresentado previamente para o método de amostragem por unidade monetária padrão, ainda está disponível, mas só pode ser executada para o primeiro semestre. Com efeito, no primeiro momento de observação, a despesa para o segundo semestre ainda não ocorreu e não estão disponíveis dados objetivos (para além dos dados históricos). Se tiverem sido implementadas amostras-piloto, estas podem, como é habitual, ser posteriormente utilizadas como parte da amostra escolhida para a auditoria.

Caso não estejam disponíveis dados ou conhecimentos históricos para avaliar a variabilidade dos dados no segundo semestre, pode utilizar-se uma abordagem simplificada, calculando a dimensão global da amostra do seguinte modo:

---

<sup>31</sup> Sempre que o valor contabilístico da unidade  $i$  ( $BV_i$ ) for superior a  $BV_t/n_t$ , o rácio  $\frac{E_{ti}}{BV_{ti}}$  deve ser substituído pelos rácios  $\frac{E_{ti}}{BV_t/n_t}$ .

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{r1}}{TE - AE} \right)^2$$

Importa referir que nesta abordagem simplificada são apenas necessárias informações acerca da variabilidade das margens de erro no primeiro período de observação. O pressuposto subjacente é o de que a variabilidade das margens de erro será de magnitude semelhante em ambos os semestres.

Importa salientar que os problemas relacionados com a ausência de informações históricas complementares estarão normalmente limitados ao primeiro ano do período de programação. Com efeito, as informações recolhidas no primeiro ano de auditoria podem ser utilizadas em anos futuros para determinação da dimensão da amostra.

Importa ainda mencionar que as fórmulas para calcular a dimensão da população exigem valores para  $BV_1$  e  $BV_2$ , ou seja, o valor contabilístico total (despesa declarada) do primeiro e segundo semestres. Ao calcular a dimensão da amostra, o valor para  $BV_1$  será conhecido, mas o valor de  $BV_2$  será desconhecido e terá de ser imputado de acordo com as expectativas do auditor (com base igualmente em informações históricas).

Depois de calculada a dimensão total da amostra,  $n$ , a distribuição da amostra por semestre é a seguinte:

$$n_1 = \frac{BV_1}{BV} n$$

e

$$n_2 = \frac{BV_2}{BV} n$$

### **Segundo semestre**

No primeiro período de observação, foram adotados alguns pressupostos relativamente aos períodos de observação seguintes (regra geral o semestre seguinte). Caso as características da população nos períodos seguintes difiram significativamente dos pressupostos, pode ser necessário ajustar a dimensão da amostra para o período seguinte.

Com efeito, no segundo período de auditoria (por exemplo, o semestre) estarão disponíveis mais informações:

- O valor contabilístico total no  $BV_2$  do segundo semestre é corretamente conhecido;
- O desvio-padrão das margens de erro da amostra  $s_{r1}$ , calculado a partir da amostra do primeiro semestre, já poderá encontrar-se disponível;

- O desvio-padrão das margens de erro para o segundo semestre  $\sigma_{r2}$  pode agora ser avaliado com maior exatidão através da utilização de dados reais.

Caso estes parâmetros não sejam drasticamente diferentes dos estimados no primeiro semestre através da utilização das expectativas do auditor, a dimensão da amostra originalmente prevista, para o segundo semestre ( $n_2$ ), não necessitará de ajustamentos. Todavia, se o auditor considerar que as expectativas iniciais diferem significativamente das características reais da população, a dimensão da amostra pode ter de ser ajustada a fim de ter em conta estas estimativas incorretas. Neste caso, a dimensão da amostra do segundo semestre deve ser recalculada do seguinte modo:

$$n_2 = \frac{(z \times BV_2 \times \sigma_{r2})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{BV_1^2}{n_1} \times s_{r1}^2}$$

em que  $s_{r1}$  é o desvio-padrão das margens de erro calculado a partir da amostra do primeiro semestre e  $\sigma_{r2}$  é uma estimativa do desvio-padrão das margens de erro no segundo semestre baseada em conhecimentos históricos (eventualmente ajustado com as informações do primeiro semestre) ou uma amostra preliminar/piloto do segundo semestre.

### 6.3.3.3 Seleção da amostra

Em cada semestre, a seleção da amostra seguirá exatamente o procedimento descrito para a abordagem de amostragem por unidade monetária padrão. Este procedimento será aqui reproduzido para ajudar o leitor.

Para cada semestre, depois de determinar a dimensão da amostra, é necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um grupo de valor elevado a auditar a 100 %. O valor-limite para determinar este grupo superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico do semestre ( $BV_t$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n_t$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_{ti} > \frac{BV_t}{n_t}$ ) serão colocados no grupo de auditoria de 100 %.

A dimensão da amostra a atribuir ao grupo não exaustivo,  $n_{ts}$ , é calculada como a diferença entre  $n_t$  e o número de unidades de amostragem (por exemplo, operações) no grupo exaustivo ( $n_{te}$ ).

Finalmente, em cada semestre, é efetuada a seleção das amostras no grupo não exaustivo, utilizando a probabilidade proporcional à dimensão, ou seja, proporcional ao valor contabilístico dos elementos  $BV_{ti}$ . Um método comum para efetuar a seleção é

através de seleção sistemática, utilizando um intervalo de seleção igual à despesa total no grupo não exaustivo ( $BV_{ts}$ ) dividida pela dimensão da amostra ( $n_{ts}$ )<sup>32</sup>, ou seja,

$$SI_t = \frac{BV_{ts}}{n_{ts}}$$

#### 6.3.3.4 Erro projetado

A projeção de erros para a população é calculada de modo diferente para as unidades pertencentes aos grupos exaustivos e para os elementos nos grupos não exaustivos.

Para os grupos exaustivos, ou seja, para os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_{ti} > \frac{BV_t}{n_t}$ , o erro projetado é a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes a esses grupos:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_1} E_{1i} + \sum_{i=1}^{n_2} E_{2i}$$

Na prática:

- 1) Para cada semestre  $t$ , identificar as unidades pertencentes ao grupo exaustivo e somar os seus erros
- 2) Somar os resultados anteriores nos dois semestres.

Para os grupos não exaustivos, ou seja, os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_{ti} \leq \frac{BV_t}{n_t}$ , o erro projetado é

$$EE_s = \frac{BV_{1s}}{n_{1s}} \times \sum_{i=1}^{n_{1s}} \frac{E_{1i}}{BV_{1i}} + \frac{BV_{2s}}{n_{2s}} \times \sum_{i=1}^{n_{2s}} \frac{E_{2i}}{BV_{2i}}$$

Para calcular este erro projetado:

- 1) Em cada semestre  $t$ , para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_{ti}}{BV_{ti}}$
- 2) Em cada semestre  $t$ , somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra

---

<sup>32</sup> Se algumas unidades populacionais ainda apresentarem uma despesa superior a este intervalo de amostragem, será aplicado o procedimento explicado na secção 6.3.1.3.

- 3) No semestre  $t$ , multiplicar o resultado anterior pela despesa total na população do grupo não exaustivo ( $BV_{ts}$ ); esta despesa será também igual à despesa total do semestre menos a despesa dos elementos pertencentes ao grupo exaustivo
- 4) Em cada semestre  $t$ , dividir o resultado anterior pela dimensão da amostra no grupo não exaustivo ( $n_{ts}$ )
- 5) Somar os resultados anteriores nos dois semestres

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s$$

### 6.3.3.5 Precisão

Tal como acontece com o método MUS padrão, a precisão é uma medida da incerteza associada à extrapolação. Representa o erro de amostragem e deve ser calculada a fim de produzir posteriormente um intervalo de confiança.

A precisão é dada pela fórmula:

$$SE = z \times \sqrt{\frac{BV_{1s}^2}{n_{1s}} \times s_{r_{1s}}^2 + \frac{BV_{2s}^2}{n_{2s}} \times s_{r_{2s}}^2}$$

em que  $s_{r_{2s}}$  é o desvio-padrão das margens de erro na amostra do grupo não exaustivo do semestre  $t$  (calculado a partir da mesma amostra que foi utilizada para extrapolar os erros para a população)

$$s_{r_{ts}}^2 = \frac{1}{n_{ts} - 1} \sum_{i=1}^{n_{ts}} (r_{ti} - \bar{r}_{ts})^2, t = 1,2$$

sendo  $\bar{r}_{ts}$  igual à média simples das margens de erro na amostra do grupo não exaustivo do semestre  $t$ .

O erro de amostragem é apenas calculado para os grupos não exaustivos, uma vez que não existe erro de amostragem decorrente dos grupos exaustivos.

### 6.3.3.6 Avaliação

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da extrapolação

$$ULE = EE + SE$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria utilizando exatamente a mesma abordagem apresentada na secção 6.3.1.6.

### 6.3.3.7 Exemplo

A fim de antecipar o volume de trabalho de auditoria que normalmente se concentra no final do ano de auditoria, a AA decidiu repartir o trabalho de auditoria por dois períodos. No final do primeiro semestre, a AA considerou a população dividida em dois grupos correspondentes a cada um dos dois semestres. No final do primeiro semestre, as características da população são as seguintes:

Despesas declaradas no final do primeiro semestre	1 827 930 259 EUR
Dimensão da população (operações - primeiro semestre)	2.344

Com base em experiências anteriores, a AA sabe que, regra geral, todas as operações incluídas nos programas no final do período de referência já se encontram ativas na população do primeiro semestre. Além disso, é expectável que as despesas declaradas no final do primeiro semestre representem cerca de 35 % do total da despesa declarada no final do período de referência. Com base nestes pressupostos, apresenta-se um resumo da população no quadro seguinte:

Despesas declaradas (DE) no final do primeiro semestre	1 827 930 259 EUR
Despesas declaradas (DE) no final do segundo semestre (previstas) 1 827 930 259 EUR / 35 %-1 827 930 259 EUR) = 3 394 727 624 EUR)	3 394 727 624 EUR
Despesa total prevista para o ano	5 222 657 883 EUR
Dimensão da população (operações – primeiro semestre)	2.344
Dimensão da população (operações – segundo semestre, previstas)	2.344

Para o primeiro período, a dimensão global da amostra (para o conjunto de dois semestres) é calculada da seguinte forma:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_{rw}^2$  é uma média ponderada das variâncias das margens de erro em cada semestre, com a ponderação para cada semestre igual ao rácio entre o valor contabilístico do semestre ( $BV_t$ ) e o valor contabilístico para toda a população ( $BV$ ).

$$\sigma_{rw}^2 = \frac{BV_1}{BV} \sigma_{r1}^2 + \frac{BV_2}{BV} \sigma_{r2}^2$$

e  $\sigma_{rt}^2$  é a variância das margens de erro em cada semestre. A variância das margens de erro é calculada para cada semestre do seguinte modo:

$$\sigma_{rt}^2 = \frac{1}{n_t^p - 1} \sum_{i=1}^{n_t^p} (r_{ti} - \bar{r}_t)^2, t = 1, 2, \dots, T$$

Uma vez que as variâncias são desconhecidas, a AA decidiu recolher uma amostra preliminar de 20 operações no final do primeiro semestre do ano em curso. O desvio-padrão das margens de erro da amostra nesta amostra preliminar do primeiro semestre é 0,12. Com base em critérios profissionais e tendo conhecimento de que, regra geral, a despesa no segundo semestre é superior à do primeiro semestre, a AA fez uma previsão preliminar do desvio-padrão das margens de erro para o segundo semestre, sendo este 110 % superior ao do primeiro semestre, ou seja, 0,25. Portanto, a média ponderada das variâncias das margens de erro é:

$$\begin{aligned} \sigma_{rw}^2 &= \frac{1,827,930,259}{1,827,930,259 + 3,394,727,624} \times 0.12^2 \\ &+ \frac{3,394,727,624}{1,827,930,259 + 3,394,727,624} \times 0.25^2 = 0.0457 \end{aligned}$$

No primeiro semestre, a AA, atendendo ao nível de funcionamento do sistema de gestão e controlo, considera adequado um grau de confiança de 60 %. A dimensão global da amostra para todo o ano é:

$$n = \left( \frac{0.842 \times (1,827,930,259 + 3,394,727,624) \times \sqrt{0.0457}}{104,453,158 - 20,890,632} \right)^2 \approx 127$$

em que  $z$  é 0,842 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 60 %),  $TE$ , o erro admissível, é de 2 % (nível máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento) do valor contabilístico. O valor contabilístico total inclui o valor contabilístico real no final do primeiro semestre e o valor contabilístico previsto para o segundo semestre de 3 394 727 624 EUR, o que significa que o erro admissível é 2 % x 5 222 657 883 EUR = 104,453,158 EUR. A auditoria do ano anterior projetou uma margem de erro de 0,4 %. Portanto  $AE$ , o erro esperado, é 0,4 % x 5 222 657 883 EUR = 20 890 632 EUR.

A distribuição da amostra por semestre é a seguinte:

$$n_1 = \frac{BV_1}{BV_1 + BV_2} = \frac{1,827,930,259}{1,827,930,259 + 3,394,727,624} \times 127 \approx 45$$

e

$$n_2 = n - n_1 = 82$$

Para o primeiro semestre, é necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado que será submetido a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico ( $BV_1$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n_1$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_{i1} > BV_1/n_1$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %. Neste caso, o valor-limite é 40 620 672 EUR. Existem 11 operações nas quais o valor contabilístico é superior ao valor-limite. O valor contabilístico total destas operações ascende a 891 767 519 EUR.

A dimensão da amostra a atribuir ao estrato não exaustivo ( $n_{1s}$ ) é calculada como a diferença entre  $n_1$  e o número de unidades de amostragem no estrato exaustivo ( $n_e$ ), ou seja, 34 operações.

A seleção da amostra no estrato não exaustivo será realizada utilizando a probabilidade proporcional à dimensão, ou seja, proporcional aos valores contabilísticos dos elementos  $BV_{is1}$ , através de seleção sistemática, utilizando um intervalo de amostragem igual à despesa total no estrato não exaustivo ( $BV_{1s}$ ) dividida pela dimensão da amostra ( $n_{1s}$ ), ou seja,

$$SI_{1s} = \frac{BV_{1s}}{n_{1s}} = \frac{1,827,930,259 - 891,767,519}{34} = 27,534,198$$

O valor contabilístico no estrato não exaustivo ( $BV_{1s}$ ) é simplesmente a diferença entre o valor contabilístico total e o valor contabilístico das 11 operações pertencentes ao estrato superior.

O quadro seguinte sintetiza estes resultados:

Valor-limite – primeiro semestre	40 620 672 EUR
Número de operações com valor contabilístico superior ao valor-limite - primeiro semestre	11
Valor contabilístico de operações de valor contabilístico superior ao valor-limite - primeiro semestre	891 767 519 EUR
$BV_{s1}$ - primeiro semestre	936 162 740

	EUR
$n_{s1}$ - primeiro semestre	34
$SI_{s1}$ - primeiro semestre	27 534 198 EUR

Das 11 operações de valor contabilístico superior ao intervalo de amostragem, 6 apresentam erro. O erro total encontrado neste estrato é de 19 240 855 EUR.

Um ficheiro que contenha as restantes 2 333 operações da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Uma amostra de 34 operações é recolhida utilizando o procedimento sistemático proporcional à dimensão.

O valor das 34 operações é auditado. A soma das margens de erro para o primeiro semestre é:

$$\sum_{i=1}^{34} \frac{E_{i1s}}{BV_{i1s}} = 1.4256$$

O desvio-padrão das margens de erro na amostra da população não exaustiva do primeiro semestre é (ver secção 6.3.1.7 para mais pormenores):

$$s_{r1s} = \sqrt{\frac{1}{34-1} \sum_{i=1}^{34} (r_{i1s} - \bar{r}_{1s})^2} = 0.085$$

sendo  $\bar{r}_{1s}$  igual à média simples das margens de erro na amostra do grupo não exaustivo do primeiro semestre.

No final do segundo semestre, estão disponíveis mais informações, nomeadamente, a despesa total das operações ativas no segundo semestre é corretamente conhecida, a variância das margens de erro da amostra  $s_{r1}$  calculada a partir da amostra do primeiro semestre já poderá estar disponível e o desvio-padrão das margens de erro para o segundo semestre  $\sigma_{r2}$  pode agora ser avaliado com mais exatidão através da utilização de uma amostra preliminar de dados reais.

A AA verifica que o pressuposto adotado no final do primeiro semestre relativo à despesa total, 3 394 727 624 EUR, sobrestima o valor real de 2 961 930 008 EUR. Existem igualmente dois parâmetros adicionais para os quais devem ser utilizados valores atualizados.

Em primeiro lugar, a estimativa do desvio-padrão das margens de erro baseada na amostra de 34 operações do primeiro semestre produziu uma estimativa de 0,085. Este novo valor deve agora ser utilizado para reavaliar a dimensão prevista da amostra. Em segundo lugar, com base no aumento da despesa do segundo semestre em comparação com a estimativa inicial, a AA considera mais prudente estimar o desvio-padrão das

margens de erro para o segundo semestre como 0,30 em vez do valor inicial de 0,25. Os valores atualizados do desvio-padrão das margens de erro para ambos os semestres estão distantes das estimativas iniciais. Consequentemente, a amostra para o segundo semestre deve ser revista.

<b>Parâmetro</b>	<b>Previsão realizada no primeiro semestre</b>	<b>Final do segundo semestre</b>
Desvio-padrão das margens de erro no primeiro semestre	0,12	0,085
Desvio-padrão das margens de erro no segundo semestre	0,25	0,30
Despesa total no segundo semestre	3 394 727 624 EUR	2 961 930 008 EUR

Tendo estes três ajustamentos em consideração, a dimensão recalculada da amostra do segundo semestre é

$$n_2 = \frac{(z \times BV_2 \times \sigma_{r2})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{BV_1^2}{n_1} \times s_{r1}^2}$$

em que  $s_{r1}$  é o desvio-padrão das margens de erro calculado a partir da amostra do primeiro semestre (a amostra igualmente utilizada para produzir o erro projetado) e  $\sigma_{r2}$  uma estimativa do desvio-padrão das margens de erro no segundo semestre:

$$n_2 = \frac{(0.842 \times 2,961,930,008 \times 0.30)^2}{(95,797,205 - 19,159,441)^2 - 0.842^2 \times \frac{1,827,930,259^2}{45} \times 0.085^2} \approx 102$$

em que:

- $TE = (1\,827\,930\,259 \text{ EUR} + 2\,961\,930\,008 \text{ EUR}) \times 2\% = 95,797,205 \text{ €}$
- $AE = (1\,827\,930\,259 \text{ EUR} + 2\,961\,930\,008 \text{ EUR}) \times 0,4\% = 19,159,441$

É necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado que será submetido a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico ( $BV_2$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n_2$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_{i2} > BV_2/n_2$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %. Neste caso, o valor-limite é 29 038 529 EUR. Existem 6 operações nas quais o valor contabilístico é superior ao valor-limite. O valor contabilístico total destas operações ascende a 415 238 983 EUR.

A dimensão da amostra a atribuir ao estrato não exaustivo,  $n_{2s}$ , é calculada como a diferença entre  $n_2$  e o número de unidades de amostragem (por exemplo, operações) no

estrato exaustivo ( $n_{2e}$ ), ou seja, 96 operações (102, a dimensão da amostra, menos as 6 operações de valor elevado). Portanto, o auditor tem de seleccionar na amostra utilizando o intervalo de amostragem:

$$SI_{2s} = \frac{BV_{2s}}{n_{2s}} = \frac{2,961,930,008 - 415,238,983}{96} = 26,528,032$$

O valor contabilístico no estrato não exaustivo ( $BV_{2s}$ ) é simplesmente a diferença entre o valor contabilístico total e o valor contabilístico das 6 operações pertencentes ao estrato superior.

O quadro seguinte sintetiza estes resultados:

Valor-limite - segundo semestre	29 038 529 EUR
Número de operações de valor contabilístico superior ao valor-limite - segundo semestre	6
Valor contabilístico das operações de valor contabilístico superior ao valor-limite - segundo semestre	415 238 983 EUR
$BV_{2s}$ - segundo semestre	2 546 691 025 EUR
$n_{2s}$ - segundo semestre	96
$SI_{2s}$ - segundo semestre	26 528 032 EUR

Das 6 operações de valor contabilístico superior ao valor-limite, 4 apresentam erro. O erro total encontrado neste estrato é de 9 340 755 EUR.

Um ficheiro que contenha as restantes 2 338 operações da população do segundo semestre é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Uma amostra de 96 operações é recolhida utilizando o procedimento sistemático proporcional à dimensão.

O valor destas 96 operações é auditado. A soma das margens de erro para o segundo semestre é:

$$\sum_{i=1}^{96} \frac{E_{2i}}{BV_{2i}} = 1.1875$$

O desvio-padrão das margens de erro na amostra da população não exaustiva do segundo semestre é:

$$s_{r_{2s}} = \sqrt{\frac{1}{96-1} \sum_{i=1}^{96} (r_{i2s} - \bar{r}_{2s})^2} = 0.29$$

sendo  $\bar{r}_{2s}$  igual à média simples das margens de erro na amostra do grupo não exaustivo do segundo semestre.

A projeção de erros para a população é realizada de modo diferente para as unidades pertencentes aos estratos exaustivos e para os elementos nos estratos não exaustivos.

Para os estratos exaustivos, ou seja, para os estratos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_{ti} > \frac{BV_t}{n_t}$ , o erro projetado é a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes a esses estratos:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_1} E_{1i} + \sum_{i=1}^{n_2} E_{2i} = 19,240,855 + 9,340,755 = 28,581,610$$

Na prática:

- 1) Para cada semestre  $t$ , identificar as unidades pertencentes ao grupo exaustivo e somar os seus erros
- 2) Somar os resultados anteriores nos dois semestres.

Para o grupo não exaustivo, ou seja, os estratos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_{ti} \leq \frac{BV_t}{n_t}$ , o erro projetado é

$$\begin{aligned} EE_s &= \frac{BV_{1s}}{n_{1s}} \times \sum_{i=1}^{n_{1s}} \frac{E_{1i}}{BV_{1i}} + \frac{BV_{2s}}{n_{2s}} \times \sum_{i=1}^{n_{2s}} \frac{E_{2i}}{BV_{2i}} \\ &= \frac{936,162,740}{34} \times 1.4256 + \frac{2,546,691,025}{96} \times 1.1875 = 70,754,790 \end{aligned}$$

Para calcular este erro projetado:

- 1) Em cada semestre  $t$ , para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_{ti}}{BV_{ti}}$
- 2) Em cada semestre  $t$ , somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) No semestre  $t$ , multiplicar o resultado anterior pela despesa total na população do grupo não exaustivo ( $BV_{ts}$ ); esta despesa será também igual à despesa total do semestre menos a despesa dos elementos pertencentes ao grupo exaustivo
- 4) Em cada semestre  $t$ , dividir o resultado anterior pela dimensão da amostra no grupo não exaustivo ( $n_{ts}$ )
- 5) Somar os resultados anteriores nos dois semestres

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s = 28,581,610 + 70,754,790 = 99,336,400$$

correspondente a uma margem de erro projetada de 2,07 %.

A precisão é uma medida da incerteza associada à projeção. A precisão é dada pela fórmula:

$$\begin{aligned}
 SE &= z \times \sqrt{\frac{BV_{1s}^2}{n_{1s}} \times s_{r1s}^2 + \frac{BV_{2s}^2}{n_{2s}} \times s_{r2s}^2} \\
 &= 0.842 \times \sqrt{\frac{936,162,740^2}{34} \times 0.085^2 + \frac{2,546,691,025^2}{96} \times 0.29^2} \\
 &= 64,499,188
 \end{aligned}$$

em que  $s_{rts}$  é o desvio-padrão das margens de erro já calculadas.

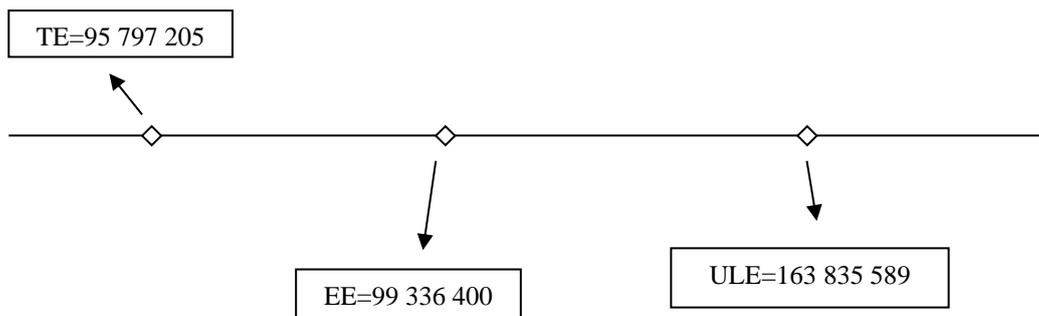
O erro de amostragem é apenas calculado para os estratos não exaustivos, uma vez que não existe erro de amostragem decorrente dos grupos exaustivos.

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). Este limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da projeção

$$ULE = EE + SE = 99,336,400 + 64,499,188 = 163,835,589$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria.

Neste caso específico, o erro projetado é superior ao erro máximo admissível. Isto significa que o auditor concluirá que existem provas suficientes para sustentar que os erros na população são superiores ao limiar de materialidade:



### 6.3.4 Amostragem por unidade monetária estratificada – dois períodos

#### 6.3.4.1 Introdução

A autoridade de auditoria pode decidir utilizar uma conceção de amostragem estratificada e, simultaneamente, repartir o trabalho de auditoria por vários períodos durante o ano (habitualmente dois semestres, embora a mesma lógica também se aplique a mais períodos). Formalmente, isto constituirá uma nova conceção de amostragem que inclui características de MUS estratificada e MUS de dois períodos. Nesta secção, será proposto um método que combina essas duas características num único projeto de amostragem.

Em primeiro lugar, importa salientar que ao implementar esta conceção combinada, a AA poderá beneficiar das vantagens oferecidas pela estratificação e pela amostragem de vários períodos. Ao utilizar a estratificação, será possível melhorar a precisão em comparação com uma conceção não estratificada (ou utilizar uma dimensão da amostra mais reduzida para o mesmo nível de precisão). Ao usar simultaneamente uma abordagem de vários períodos, a AA poderá distribuir o volume de trabalho da auditoria ao longo do ano, o que reduz o volume de trabalho que teria de ser realizado no final do ano com base em apenas uma observação.

Com esta abordagem, divide-se a população do período de referência em duas subpopulações, correspondendo cada uma às operações e despesas de cada semestre. São recolhidas amostras independentes para cada semestre, utilizando o método de amostragem por unidade monetária padrão. Importa salientar que não é necessário utilizar exatamente a mesma estratificação em cada período de auditoria. De facto, o tipo de estratificação e mesmo o número de estratos podem variar de um período de auditoria para o outro.

#### 6.3.4.2 Dimensão da amostra

##### **Primeiro semestre**

No primeiro período de auditoria (por exemplo, o semestre), a dimensão global da amostra (para o conjunto de dois semestres) é calculada da seguinte forma:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_{rw}^2$  é a média ponderada das variâncias das margens de erro para todo o conjunto de estratos e para ambos os períodos. A ponderação para cada estrato em cada semestre é igual ao rácio entre o valor contabilístico do estrato ( $BV_{ht}$ ) e o valor contabilístico para toda a população  $BV=BV_1+BV_2$  (incluindo ambos os semestres).

$$\sigma_{rw}^2 = \sigma_{rw1}^2 + \sigma_{rw2}^2$$

$$\sigma_{rw1}^2 = \sum_{i=1}^{H_1} \frac{BV_{h1}}{BV} \sigma_{rh1}^2, h = 1, 2, \dots, H_1;$$

$$\sigma_{rw2}^2 = \sum_{i=1}^{H_2} \frac{BV_{h2}}{BV} \sigma_{rh2}^2, h = 1, 2, \dots, H_2;$$

$BV_{ht}$  representa a despesa do estrato  $h$  no período  $t$ ,  $H_t$  é o número de estratos no período  $t$ , e  $\sigma_{rht}^2$  é a variância das margens de erro em cada estrato de cada semestre. A variância das margens de erro é calculada para cada estrato em cada semestre do seguinte modo:

$$\sigma_{rht}^2 = \frac{1}{n_{ht}^p - 1} \sum_{i=1}^{n_{ht}^p} (r_{hti} - \bar{r}_{ht})^2, h = 1, 2, \dots, H_t, t = 1, 2$$

em que  $r_{hti} = \frac{E_{hti}}{BV_{hti}}$  representa as margens de erro individuais para unidades na amostra do estrato  $h$  no semestre  $t$  e  $\bar{r}_{ht}$  representa a margem de erro média da amostra no estrato  $h$  e no semestre  $t$ <sup>33</sup>.

Os valores para os desvios-padrão esperados das margens de erro em ambos os semestres devem ser definidos com base em critérios profissionais e em conhecimentos históricos. A opção de aplicar uma amostra preliminar/piloto de dimensão reduzida para obter aproximações aos parâmetros do primeiro semestre, como apresentado anteriormente para o método de amostragem por unidade monetária de dois períodos, continua disponível. Mais uma vez, no primeiro momento de observação, a despesa para o segundo semestre ainda não ocorreu e não estão disponíveis dados objetivos (para além dos dados históricos). Se tiverem sido aplicadas amostras-piloto, estas podem, como é habitual, ser posteriormente utilizadas como parte da amostra escolhida para a auditoria.

---

<sup>33</sup> Sempre que o valor contabilístico da unidade  $i$  ( $BV_i$ ) for superior a  $BV_{ht}/n_{ht}$ , o rácio  $\frac{E_{hti}}{BV_{hti}}$  deve ser substituído pelo rácio  $\frac{E_{hti}}{BV_{ht}/n_{ht}}$ .

Caso não estejam disponíveis dados ou conhecimentos históricos para avaliar a variabilidade dos dados no segundo semestre, pode utilizar-se uma abordagem simplificada, calculando a dimensão global da amostra do seguinte modo:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw1}}{TE - AE} \right)^2$$

Importa referir que nesta abordagem simplificada são apenas necessárias informações acerca da variabilidade das margens de erro no primeiro período de observação. O pressuposto subjacente é o de que a variabilidade das margens de erro será de magnitude semelhante em ambos os semestres.

Importa salientar que os problemas relacionados com a falta de informações históricas complementares estarão normalmente limitados ao primeiro ano do período de programação. Com efeito, as informações recolhidas no primeiro ano de auditoria podem ser utilizadas em anos futuros para determinação da dimensão da amostra.

Importa ainda mencionar que as fórmulas para calcular a dimensão da amostra exigem valores para  $BV_{h1}$  ( $h = 1, 2, \dots, H_1$ ) e  $BV_{h2}$  ( $h = 1, 2, \dots, H_2$ ), ou seja, o valor contabilístico total (despesa declarada) em cada estrato do primeiro e segundo semestres. Ao calcular a dimensão da amostra, o valor para  $BV_{h1}$  ( $h = 1, 2, \dots, H_1$ ) será conhecido, mas os valores de  $BV_{h2}$  ( $h = 1, 2, \dots, H_2$ ) serão desconhecidos e terão de ser inseridos de acordo com as expectativas do auditor (com base igualmente em informações históricas e/ou previsões das autoridades de gestão de programas ou de certificação).

Depois de calculada a dimensão total da amostra,  $n$ , a distribuição da amostra por estrato e semestre é a seguinte:

$$n_{h1} = \frac{BV_{h1}}{BV} n$$

e

$$n_{h2} = \frac{BV_{h2}}{BV} n$$

em que  $BV = BV_1 + BV_2$  é o total das despesas previstas para o período de referência.

Tal como anteriormente, importa salientar que este é um método de atribuição geral, em que a amostra é atribuída a estratos proporcionalmente à despesa (valor contabilísticos) dos estratos, mas que estão disponíveis outros métodos de atribuição. Uma atribuição mais adaptada pode, em alguns casos, proporcionar ganhos de precisão adicionais ou a redução da dimensão da amostra. A adequação de outros métodos de atribuição no que

se refere a cada população específica exige alguns conhecimentos técnicos da teoria da amostragem e não se inscreve no âmbito das presentes orientações.

## Segundo semestre

No primeiro período de observação, foram adotados alguns pressupostos no que respeita aos períodos de observação seguintes (regra geral o semestre seguinte). Caso as características da população nos períodos seguintes difiram significativamente dos pressupostos, pode ser necessário ajustar a dimensão da amostra para o período seguinte.

Com efeito, no segundo período de auditoria (por exemplo, o semestre) estarão disponíveis mais informações:

- O valor contabilístico total em cada estrato do segundo semestre  $BV_{h2}$  ( $h = 1, 2, \dots, H_2$ ) é corretamente conhecido;
- Os desvios-padrão das margens de erro da amostra  $s_{rh1}$  ( $h = 1, 2, \dots, H_1$ ), calculados a partir da amostra do primeiro semestre, já se encontram disponíveis;
- Os desvios-padrão das margens de erro dos estratos no segundo semestre  $\sigma_{rh2}$  ( $h = 1, 2, \dots, H_2$ ) pode agora ser avaliado com maior exatidão através da utilização de dados reais (por exemplo, com base em amostras piloto).

Se as previsões iniciais respeitantes a estes parâmetros populacionais diferirem significativamente das características reais da população, poderá ser necessário ajustar a dimensão da amostra para o 2.º semestre, a fim de levar em consideração essas estimativas pouco rigorosas. Neste caso, a dimensão da amostra do segundo semestre deve ser recalculada do seguinte modo:

$$n_2 = \frac{z^2 \times BV_2 \times \sum_{h=1}^{H_2} (BV_{h2} \cdot \sigma_{rh2}^2)}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \sum_{h=1}^{H_2} \left( \frac{BV_{h1}^2}{n_{h1}} \cdot s_{rh1}^2 \right)}$$

em que  $s_{rh1}$  é o desvio-padrão das margens de erro calculado a partir das subamostras do primeiro semestre para cada estrato  $h$  (se já disponíveis), e  $\sigma_{rh2}$  é uma estimativa do desvio-padrão das margens de erro em cada estrato do segundo semestre baseada em conhecimentos históricos (eventualmente ajustada pelas informações do primeiro semestre) ou uma amostra preliminar/piloto do segundo semestre.

Depois de recalcular a dimensão da amostra global para o 2.º semestre, a atribuição por estrato é direta e faz-se do seguinte modo:

$$n_{h2} = \frac{BV_{h2}}{BV_2} n_2, (h = 1, 2, \dots, H_2)$$

#### 6.3.4.3 Seleção da amostra

Em cada semestre, a seleção da amostra seguirá exatamente o procedimento descrito para o método de amostragem por unidade monetária estratificada. Este procedimento será aqui reproduzido por uma questão de facilidade de referência.

Para cada semestre e em cada estrato  $h$ , existirão dois componentes: o grupo exaustivo no estrato  $h$  (ou seja, o grupo que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_{hti} > \frac{BV_{ht}}{n_{ht}}$ ); e o grupo de amostragem no estrato  $h$  (ou seja, o grupo que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_{hti} \leq \frac{BV_{ht}}{n_{ht}}$ , ou outro valor-limite recalculado no caso de existirem elementos de valores contabilísticos acima do intervalo e abaixo dos valores-limite).

Para cada semestre, depois de determinar a dimensão da amostra, em cada um dos estratos originais ( $h$ ), todas as unidades de valor elevado da população (caso existam) devem ser auditadas. O valor-limite para determinar este grupo superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico do estrato ( $BV_{ht}$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n_{ht}$ ). Em cada estrato,  $h$ , todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_{hti} > \frac{BV_{ht}}{n_{ht}}$ ) serão colocados no grupo de auditoria de 100 %.

A dimensão da amostra a atribuir ao grupo não exaustivo,  $n_{hts}$ , é calculada como a diferença entre  $n_{ht}$  e o número de unidades de amostragem (por exemplo, operações) no grupo exaustivo do estrato ( $n_{hte}$ ).

Finalmente, em cada semestre, é efetuada a seleção das amostras no grupo não exaustivo de cada estrato, utilizando a probabilidade proporcional à dimensão, ou seja, proporcional ao valor contabilístico dos elementos  $BV_{hti}$ . Um método comum para efetuar a seleção é através de seleção sistemática, utilizando um intervalo de seleção igual à despesa total no grupo não exaustivo do estrato ( $BV_{hts}$ ) dividida pela dimensão da amostra ( $n_{hts}$ )<sup>34</sup>, ou seja,

$$SI_{hts} = \frac{BV_{hts}}{n_{hts}}$$

Importa notar que, em cada semestre, serão seleccionadas várias amostras independentes, uma para cada estrato original.

---

<sup>34</sup> Se algumas unidades populacionais ainda apresentarem uma despesa superior a este intervalo de amostragem, será aplicado o procedimento explicado na secção 6.3.1.3.

#### 6.3.4.4 Erro projetado

A projeção de erros para a população é calculada de modo diferente para as unidades pertencentes aos grupos exaustivos e para os elementos nos grupos não exaustivos.

Para os grupos exaustivos, ou seja, para os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_{hti} > \frac{BV_{ht}}{n_{ht}}$ , o erro projetado é a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes a esses grupos:

$$EE_e = \sum_{h=1}^{H_1} \sum_{i=1}^{n_{h1}} E_{h1i} + \sum_{h=1}^{H_2} \sum_{i=1}^{n_{h2}} E_{h2i}$$

Na prática:

- 1) Para cada semestre  $t$ , e em cada estrato  $h$ , identificar as unidades pertencentes ao grupo exaustivo e somar os seus erros;
- 2) Somar os resultados anteriores em todo o conjunto de estratos  $H_1 + H_2$ .

Para os grupos não exaustivos, ou seja, os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual aos valores-limite,  $BV_{hti} \leq \frac{BV_{ht}}{n_{ht}}$ , o erro projetado é

$$EE_s = \sum_{h=1}^{H_1} \left( \frac{BV_{h1s}}{n_{h1s}} \cdot \sum_{i=1}^{n_{h1s}} \frac{E_{h1i}}{BV_{h1i}} \right) + \sum_{h=1}^{H_2} \left( \frac{BV_{h2s}}{n_{h2s}} \cdot \sum_{i=1}^{n_{h2s}} \frac{E_{h2i}}{BV_{h2i}} \right)$$

Para calcular este erro projetado:

- 1) Em cada estrato  $h$  de cada semestre  $t$ , para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_{hti}}{BV_{hti}}$
- 2) Em cada estrato  $h$  de cada semestre  $t$ , somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) Em cada estrato  $h$  do semestre  $t$ , multiplicar o resultado anterior pela despesa total na população do grupo não exaustivo ( $BV_{hts}$ ); esta despesa será também igual à despesa total do estrato menos a despesa dos elementos pertencentes ao grupo exaustivo do estrato
- 4) Em cada estrato  $h$  de cada semestre  $t$ , dividir o resultado anterior pela dimensão da amostra no grupo não exaustivo ( $n_{hts}$ )
- 2) Somar os resultados anteriores em todo o conjunto de estratos  $H_1 + H_2$ .

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s$$

#### 6.3.4.5 Precisão

Tal como acontece com o método MUS padrão de dois períodos, a precisão é uma medida da incerteza associada à extrapolação (projeção). Representa o erro de amostragem e deve ser calculada a fim de produzir posteriormente um intervalo de confiança.

A precisão é dada pela fórmula:

$$SE = z \times \sqrt{\sum_{h=1}^{H_1} \left( \frac{BV_{h1s}^2}{n_{h1s}} \cdot s_{rh1s}^2 \right) + \sum_{h=1}^{H_2} \left( \frac{BV_{h2s}^2}{n_{h2s}} \cdot s_{rh2s}^2 \right)}$$

em que  $s_{rhts}$  é o desvio-padrão das margens de erro na amostra do grupo de estratos não exaustivo  $h$  do semestre  $t$  (calculado a partir da mesma amostra utilizada para extrapolar os erros para a população)

$$s_{rhts}^2 = \frac{1}{n_{hts} - 1} \sum_{i=1}^{n_{hts}} (r_{hti} - \bar{r}_{hts})^2$$

sendo  $\bar{r}_{hts}$  igual à média simples das margens de erro na amostra do grupo de estratos não exaustivo  $h$  do semestre  $t$ .

O erro de amostragem é apenas calculado para os grupos não exaustivos, uma vez que não existe erro de amostragem decorrente dos grupos exaustivos.

#### 6.3.4.6 Avaliação

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da extrapolação

$$ULE = EE + SE$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria, utilizando exatamente a mesma abordagem apresentada na secção 6.3.3.6.

#### 6.3.4.7 Exemplo

A fim de antecipar o volume de trabalho de auditoria que normalmente se concentra no final do ano de auditoria, a AA decidiu repartir o trabalho de auditoria por dois períodos. No final do primeiro semestre, a AA considera a população dividida em dois grupos correspondentes a cada um dos dois semestres. Além disso, a população consiste em dois programas diferentes, sendo que a AA tem motivos para considerar que existem diferentes margens de erro em todos os programas. Tendo todas estas informações em conta, para além de repartir o volume de trabalho por dois períodos, a AA decidiu estratificar a população por programa.

No final do primeiro semestre, as características da população são as seguintes:

Despesas declaradas no final do primeiro semestre	42 610 732 EUR
Programa 1	27 623 498 EUR
Programa 2	14 987 234 EUR
Dimensão da população (operações - primeiro semestre)	5.603
Programa 1	3.257
Programa 2	2.346

Com base em experiências anteriores, a AA sabe que, regra geral, todas as operações incluídas nos programas no final do período de referência já se encontram ativas na população do primeiro semestre. Além disso, com base na experiência anterior, a AA espera que as despesas declaradas no segundo semestre aumentem para dois programas, embora a ritmos diferentes. Espera-se que as despesas declaradas para o segundo semestre aumentem 40 % e 10 % para os programas 1 e 2, respetivamente. Com base nestes pressupostos, apresenta-se um resumo da população no quadro seguinte:

Despesas declaradas no final do primeiro semestre	42 610 732 EUR
Programa 1	27 623 498 EUR
Programa 2	14 987 234 EUR
Despesas declaradas no final do segundo semestre (previstas)	55 158 855 EUR
Programa 1 (27 623 498 EUR x 1,4)	38 672 897 EUR
Programa 2 (14 987 234 EUR x 1,1)	16 485 957 EUR
Despesa total prevista para o ano	97 769 587 EUR
Programa 1	66 296 395 EUR
Programa 2	31 473 191 EUR

Dimensão da população (operações – primeiro semestre)	5.603
Programa 1	3.257
Programa 2	2346
Dimensão da população (operações – segundo semestre, previstas)	5.603
Programa 1	3.257
Programa 2	2.346

Para o primeiro semestre de auditoria, a dimensão global da amostra (para o conjunto de dois semestres) é calculada da seguinte forma:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_{rw}^2$  é a média ponderada das variâncias das margens de erro para todo o conjunto de estratos e para ambos os períodos: A ponderação para cada estrato em cada semestre é igual ao rácio entre o valor contabilístico do estrato ( $BV_{ht}$ ) e o valor contabilístico para toda a população  $BV=BV_1+BV_2$  (incluindo ambos os semestres).

$$\sigma_{rw}^2 = \sigma_{rw1}^2 + \sigma_{rw2}^2$$

$$\sigma_{rw1}^2 = \sum_{i=1}^2 \frac{BV_{h1}}{BV} \sigma_{rh1}^2, h = 1,2;$$

$$\sigma_{rw2}^2 = \sum_{i=1}^2 \frac{BV_{h2}}{BV} \sigma_{rh2}^2, h = 1,2;$$

$BV_{ht}$  representa a despesa do estrato  $h$ ,  $h=1,2$ , no período  $t$ , e  $\sigma_{rht}^2$  é a variância das margens de erro em cada estrato de cada semestre. A variância das margens de erro é calculada para cada estrato em cada semestre do seguinte modo:

$$\sigma_{rht}^2 = \frac{1}{n_{ht}^p - 1} \sum_{i=1}^{n_{ht}^p} (r_{hti} - \bar{r}_{ht})^2, h = 1,2, t = 1,2$$

em que  $r_{hti} = \frac{E_{hti}}{BV_{hti}}$  representa as margens de erro individuais para unidades na amostra do estrato  $h$  no semestre  $t$  e  $\bar{r}_{ht}$  representa a margem de erro média da amostra no estrato  $h$  e semestre  $t$ <sup>35</sup>.

<sup>35</sup> Sempre que o valor contabilístico da unidade  $i$  ( $BV_i$ ) for superior a  $BV_{ht}/n_{ht}$  o rácio  $\frac{E_{hti}}{BV_{hti}}$  deve ser substituído pelo rácio  $\frac{E_{hti}}{BV_{ht}/n_{ht}}$ .

Uma vez que as variâncias são desconhecidas, a AA decidiu recolher, em cada estrato (programa), uma amostra preliminar de 20 operações no final do primeiro semestre do período de referência em curso. O desvio-padrão das margens de erro da amostra nesta amostra preliminar do primeiro semestre é 0,0924 e 0,0515 para os programas 1 e 2, respetivamente. Com base em critérios profissionais, a AA espera que os desvios padrão das margens de erro para o segundo semestre aumentem 40 % e 10 %, ou seja, para 0,1294 e 0,0567. Portanto, a média ponderada das variâncias das margens de erro é:

$$\sigma_{rw}^2 = 0.0028188 + 0.0071654 = 0.009984,$$

Desde que a média ponderada de ambos os semestres seja:

$$\sigma_{rw1}^2 = \frac{27,623,498}{97,769,587} \times 0.0924^2 + \frac{14,987,234}{97,769,587} \times 0.0515^2 = 0.0028188$$

$$\sigma_{rw2}^2 = \frac{38,672,897}{97,769,587} \times 0.1294^2 + \frac{16,485,957}{97,769,587} \times 0.0567^2 = 0.0071654$$

No primeiro semestre, a AA, atendendo ao nível de funcionamento do sistema de gestão e controlo, considera adequado um grau de confiança de 90 %. A dimensão global da amostra para todo o ano é:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

$$n = \left( \frac{1.645 \times 97,769,587 \times \sqrt{0.009984}}{1,955,392 - 391,078} \right)^2 \approx 106$$

em que  $z$  é 1,645 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 90 %),  $TE$ , o erro admissível, é de 2 % (nível máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento) do valor contabilístico. O valor contabilístico total inclui o valor contabilístico real no final do primeiro semestre e o valor contabilístico previsto para o segundo semestre, o que significa que o erro admissível é 2 % x 97 769 587 EUR = 1 955 392 EUR. A auditoria do ano anterior projetou uma margem de erro de 0,4 %. Portanto  $AE$ , o erro esperado, é 0,4 % x 97 769 587 EUR = 391 078 EUR.

A atribuição da amostra por semestre e estrato é a seguinte:

$$n_{h1} = \frac{BV_{h1}}{BV} n, h = 1,2; n_{11} = \frac{27,623,498}{97,769,587} \times 106 \cong 30; n_{21} = \frac{14,987,234}{97,769,587} \times 106 \cong 17$$

e

$$n_{h2} = \frac{BV_{h2}}{BV} n, h = 1,2; n_{12} = \frac{38,672,897}{97,769,587} \times 106 \cong 42; n_{22} = \frac{16,485,957}{97,769,587} \times 106 \cong 18$$

Para o primeiro semestre, é necessário identificar as unidades de valor elevado da população de ambos os programas (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado que será submetido a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico ( $BV_{h1}$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n_{h1}$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_{ih1} > BV_{h1}/n_{h1}$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %.

Estas duas dimensões das amostras do primeiro semestre (30 e 17) levam aos seguintes valores-limite para os estratos de valor elevado nos dois programas:

$$Cut - off_{11} = \frac{BV_{11}}{n_{11}} = \frac{27,623,498}{30} = 920,783$$

e

$$Cut - off_{21} = \frac{BV_{21}}{n_{21}} = \frac{14,987,234}{17} = 881,602$$

Utilizando estes dois valores-limite, encontram-se 3 e 4 operações de valor elevado nos programas 1 e 2, que totalizam um valor contabilístico de 3 475 552 EUR e 4 289 673 EUR, respetivamente.

A dimensão da amostra a atribuir ao estrato não exaustivo ( $n_{h1s}$ ) é calculada como a diferença entre  $n_{h1}$  e o número de unidades de amostragem no estrato exaustivo. A dimensão da amostra para a parte de amostragem do programa 1 será dada pela dimensão total da amostra (30), da qual são deduzidas 3 operações de valor elevado, ou seja, 27 operações. Aplicando o mesmo raciocínio para o programa 2, a dimensão da amostra para a parte de amostragem é  $17-4=13$  operações.

O próximo passo será o cálculo do intervalo de amostragem para os estratos de amostragem. Os intervalos de amostragem são, respetivamente, dados por:

$$SI_{11} = \frac{BV_{11s}}{n_{11s}} = \frac{27,623,498 - 3,475,552}{27} = 894,368$$

e

$$SI_{21} = \frac{BV_{21s}}{n_{21s}} = \frac{14,987,234 - 4,289,673}{13} = 822,889$$

O quadro seguinte sintetiza estes resultados:

Valor contabilístico (soma das despesas no final do primeiro semestre)	42 610 732 EUR
Valor contabilístico – programa 1	27 623 498 EUR
Valor contabilístico – programa 2	14 987 234 EUR
<b>Resultados da amostra – programa 1</b>	
Valor-limite	920 783 EUR
Número de operações acima do valor-limite	3
Valor contabilístico das operações acima do valor-limite	3 475 552 EUR
Valor contabilístico das operações (população não exaustiva)	24 147 946 EUR
Intervalo de amostragem (população não exaustiva)	894 368 EUR
Número de operações (população não exaustiva)	3.254
<b>Resultados da amostra – programa 2</b>	
Valor-limite	881 602 EUR
Número de operações acima do valor-limite	4
Valor contabilístico das operações acima do valor-limite	4 289 673 EUR
Valor contabilístico das operações (população não exaustiva)	10 697 561 EUR
Intervalo de amostragem (população não exaustiva)	822 889 EUR
Número de operações (população não exaustiva)	2.342

A seleção da amostra nos estratos não exaustivos será efetuada através da probabilidade proporcional à dimensão, ou seja, proporcional aos valores contabilísticos dos elementos  $BV_{ih1s}$ , por via da seleção sistemática.

Para o programa 1, no final do primeiro semestre, um ficheiro que contenha as restantes 3 254 operações (3 257 menos 3 operações de valor elevado) da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Obtém-se uma amostra de 27 operações (30 menos 3 operações de valor elevado) utilizando exatamente o procedimento descrito na secção 6.3.1.7.

Para o programa 2, no final do primeiro semestre, um ficheiro que contenha as restantes 2 342 operações (2 346 menos 4 operações de valor elevado) da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico.

Obtém-se um valor de amostra de 13 operações (17 menos 4 operações de valor elevado) tal como descrito no parágrafo anterior.

No que se refere ao programa 1, foi encontrado um erro total de 13 768 EUR nas 3 operações de valor elevado. Para o programa 2, não foram encontrados erros no estrato de valor elevado.

A despesa das 40 operações objeto de amostra (27 + 13) é auditada. A soma das margens de erro da amostra para o programa 1, no final do primeiro semestre, é:

$$\sum_{i=1}^{27} \frac{E_{i11s}}{BV_{i11s}} = 0.0823.$$

A soma das margens de erro da amostra para o programa 2, no final do primeiro semestre, é:

$$\sum_{i=1}^{13} \frac{E_{i21s}}{BV_{i21s}} = 0.1145$$

O desvio-padrão das margens de erro na amostra da população não exaustiva do primeiro semestre, para os dois programas, é:

$$s_{r11s} = \sqrt{\frac{1}{27-1} \sum_{i=1}^{27} (r_{i11s} - \bar{r}_{11s})^2} = 0.0868$$

$$s_{r21s} = \sqrt{\frac{1}{13-1} \sum_{i=1}^{13} (r_{i21s} - \bar{r}_{21s})^2} = 0.0696$$

sendo  $\bar{r}_{h1s}$ ,  $h = 1,2$ , igual à média simples das margens de erro na amostra do grupo não exaustivo do primeiro semestre.

No final do segundo semestre, estão disponíveis mais informações, nomeadamente, a despesa total das operações ativas no segundo semestre é corretamente conhecida, a variância das margens de erro da amostra para os dois programas  $s_{r11}$  e  $s_{r21}$  com base nas amostras do estrato do primeiro semestre poderá já estar disponível e o desvio-padrão das margens de erro para o segundo semestre, para ambos os programas,  $\sigma_{r12}$  e  $\sigma_{r22}$  pode agora ser avaliado com mais exatidão através da utilização de uma amostra preliminar de dados reais.

A AA verifica que o pressuposto adotado no final do primeiro semestre relativo à despesa do segundo semestre, 55 158 855 EUR, sobrestima o valor real de 49 211 269 EUR. Existem igualmente dois parâmetros adicionais para os quais devem ser utilizados valores atualizados.

Em primeiro lugar, a estimativa do desvio-padrão das margens de erro baseada nas amostras do programa do primeiro semestre de 27 e 13 operações produziu estimativas de 0,0868 e 0,0696, respetivamente. Estes novos valores deve agora ser utilizado para reavaliar a dimensão prevista da amostra. Em segundo lugar, com base nas duas amostras preliminares do segundo semestre, para ambos os programas, a AA considera mais prudente estimar o desvio-padrão das margens de erro para o segundo semestre como 0,0943 e 0,0497 em vez dos valores iniciais de 0,1294 e 0,0567. Os valores atualizados do desvio-padrão das margens de erro para os dois programas em ambos os semestres estão distantes das estimativas iniciais. Consequentemente, a amostra para o segundo semestre deve ser revista.

O quadro seguinte sintetiza estes resultados:

<b>Parâmetro</b>	<b>Previsão realizada no final do primeiro semestre</b>	<b>Final do segundo semestre</b>
Desvio-padrão das margens de erro no primeiro semestre		
Programa 1	0,0924	0,0868
Programa 2	0,0515	0,0696
Desvio-padrão das margens de erro no segundo semestre		
Programa 1	0,1294	0,0943
Programa 2	0,0567	0,0497
Despesa total no segundo semestre		
Programa 1	38 672 897 EUR	32 976 342 EUR
Programa 2	16 485 957 EUR	16 234 927 EUR

Tendo estes três tipos de ajustamento em consideração, a dimensão recalculada da amostra do segundo semestre é

$$n_2 = \frac{z^2 \times BV_2 \times \sum_{h=1}^2 (BV_{h2} \cdot \sigma_{rh2}^2)}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \sum_{h=1}^2 \left( \frac{BV_{h1}^2}{n_{h1}} \cdot s_{rh1}^2 \right)}$$

em que  $s_{rh1}$  é o desvio-padrão das margens de erro calculado a partir das subamostras do primeiro semestre para cada estrato  $h$ ,  $h=1,2$  e  $\sigma_{rh2}$  é uma estimativa do desvio-padrão das margens de erro em cada estrato do segundo semestre baseada em amostras preliminares:

$$\begin{aligned} n_2 &= \frac{1.645^2 \times 49,211,269 \times (32,976,342 \times 0.0943^2 + 16,234,927 \times 0.0497^2)}{(1,836,440 - 367,288)^2 - 1.645^2 \times \left( \frac{27,623,498^2}{30} \times 0.0868^2 + \frac{14,987,234^2}{17} \times 0.0696^2 \right)} \\ &\cong 31 \end{aligned}$$

Com base nestes valores atualizados, a dimensão da amostra para alcançar a precisão desejada é 31 operações, em vez das 60 previstas no final do primeiro semestre. A atribuição por programa é agora direta:

$$n_{12} = \frac{BV_{12}}{BV_2} n_2 = \frac{32,976,342}{49,211,269} \times 31 \cong 21$$

$$n_{22} = 31 - 21 = 10$$

É necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a estratos de valor elevado que serão submetidos a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico ( $BV_{h2}$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n_{h2}$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_{ih2} > BV_{h2}/n_{h2}$ ,  $h = 1,2$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %. Nestes casos, os valores-limite são:

As duas dimensões das amostras atualizadas do segundo semestre (21 e 10) levam aos seguintes valores-limite para os estratos de valor elevado nos dois programas:

$$Cut - off_{12} = \frac{BV_{12}}{n_{12}} = \frac{32,976,342}{21} = 1,570,302$$

e

$$Cut - off_{22} = \frac{BV_{22}}{n_{22}} = \frac{16,243,927}{10} = 1,624,393$$

Existem 3 operações no programa 1, e 2 operações no programa 2, cujo valor contabilístico é superior ao respetivo valor limite. O valor contabilístico total dessas operações ascende a 7 235 619 EUR, no programa 1, e a 4 329 527 EUR, no programa 2..

As dimensões de amostragem a atribuir aos estratos não exaustivos,  $n_{12s}$  e  $n_{22s}$ , são calculadas como a diferença entre  $n_{h2}$ ,  $h = 1,2$  e o número de unidades de amostragem (por exemplo, operações) no respetivo estrato exaustivo, ou seja, 14 operações para o programa 1 (21, a dimensão da amostra atualizada do programa 1 no segundo semestre, menos as 7 operações de valor elevado) e 6 operações para o programa 2 (10, a dimensão da amostra atualizada do programa 2 no segundo semestre, menos 4 operações de valor elevado). Portanto, o auditor tem de selecionar as amostras remanescentes, utilizando o intervalo de amostragem:

$$SI_{12s} = \frac{BV_{12s}}{n_{12s}} = \frac{32,976,342 - 7,235,619}{18} = 1,430,040$$

$$SI_{22s} = \frac{BV_{22s}}{n_{22s}} = \frac{16,234,927 - 4,329,527}{8} = 1,489,300$$

O valor contabilístico nos estratos não exaustivos ( $BV_{12s}$  e  $BV_{22s}$ ) é simplesmente a diferença entre o valor contabilístico total do estrato e o valor contabilístico das respetivas operações de valor elevado.

O quadro seguinte sintetiza estes resultados:

Valor contabilístico (despesa declarada no segundo semestre)	49 211 269 EUR
Valor contabilístico – programa 1	32 976 342 EUR
Valor contabilístico – programa 2	16 234 927 EUR
<b>Resultados da amostra – programa 1</b>	
Valor-limite	1 570 302 EUR
Número de operações acima do valor-limite	3
Valor contabilístico das operações acima do valor-limite	7 235 619 EUR
Valor contabilístico das operações (população não exaustiva)	25 740 723 EUR
Intervalo de amostragem (população não exaustiva)	1 430 040 EUR
Número de operações (população não exaustiva)	3.254
<b>Resultados da amostra – programa 2</b>	
Valor-limite	1 623 493 EUR
Número de operações acima do valor-limite	2
Valor contabilístico das operações acima do valor-limite	4 329 527 EUR
Valor contabilístico das operações (população não exaustiva)	11 914 400 EUR
Intervalo de amostragem (população não exaustiva)	1 489 300 EUR
Número de operações (população não exaustiva)	2.344

Não foram encontrados erros nas despesas das operações de valor elevado dos dois programas

Para o programa 1, um ficheiro que contenha 3 254 operações (3 257 menos 3 operações de valor elevado) e a correspondente despesa declarada no segundo semestre é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Obtém-se uma amostra de 18 operações (21 menos 3 operações de valor elevado) utilizando exatamente o mesmo procedimento que antes.

Para o programa 2, um ficheiro que contenha 2 344 operações (2 346 menos 2 operações de valor elevado) e a correspondente despesa declarada no segundo semestre é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Obtém-se um valor da amostra de 8 operações (10 menos 3 operações de valor elevado) utilizando a probabilidade proporcional à dimensão.

A despesa das 26 operações (18 + 8) é auditada. A soma das margens de erro da amostra para o programa 1, no final do segundo semestre, é:

$$\sum_{i=1}^{18} \frac{E_{i12s}}{BV_{i12s}} = 0.1345.$$

A soma das margens de erro da amostra para o programa 2, no final do primeiro semestre, é:

$$\sum_{i=1}^8 \frac{E_{i22s}}{BV_{i22s}} = 0.0934$$

O desvio-padrão das margens de erro na amostra da população não exaustiva do primeiro semestre, para os dois programas, é:

$$s_{r12s} = \sqrt{\frac{1}{18-1} \sum_{i=1}^{18} (r_{i12s} - \bar{r}_{12s})^2} = 0.0737$$

$$s_{r22s} = \sqrt{\frac{1}{8-1} \sum_{i=1}^8 (r_{i22s} - \bar{r}_{22s})^2} = 0.0401$$

sendo  $\bar{r}_{h2s}$ ,  $h = 1,2$ , igual à média simples das margens de erro na amostra do grupo não exaustivo do segundo semestre.

A projeção de erros para a população é calculada de modo diferente para as unidades pertencentes aos grupos exaustivos e para os elementos nos grupos não exaustivos.

Para os estratos de valor elevado, ou seja, para os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico superior aos valores-limite,  $BV_{hti} > \frac{BV_{ht}}{n_{ht}}$ , o erro projetado é a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes a esses grupos:

$$EE_e = \sum_{h=1}^2 \sum_{i=1}^{n_{h1}} E_{h1i} + \sum_{h=1}^2 \sum_{i=1}^{n_{h2}} E_{h2i} = 13,768$$

Na prática:

- 1) Para cada semestre, e em cada estrato  $h$ , identificar as unidades pertencentes ao grupo exaustivo e somar os seus erros;
- 2) Somar os resultados anteriores no conjunto de estratos.

Para os grupos não exaustivos, ou seja, os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual aos valores-limite,  $BV_{hti} \leq \frac{BV_{ht}}{n_{ht}}$ , o erro projetado é

$$\begin{aligned} EE_s &= \sum_{h=1}^2 \left( \frac{BV_{h1s}}{n_{h1s}} \cdot \sum_{i=1}^{n_{h1s}} \frac{E_{h1i}}{BV_{h1i}} \right) + \sum_{h=1}^2 \left( \frac{BV_{h2s}}{n_{h2s}} \cdot \sum_{i=1}^{n_{h2s}} \frac{E_{h2i}}{BV_{h2i}} \right) \\ &= 894,368 \times 0,0823 + 822,889 \times 0,1145 + 1,430,040 \times 0,1345 \\ &\quad + 1,489,300 \times 0,0934 = 499,268 \end{aligned}$$

Para calcular este erro projetado:

- 1) Em cada estrato  $h$  de cada semestre  $t$ , para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_{hti}}{BV_{hti}}$
- 2) Em cada estrato  $h$  de cada semestre  $t$ , somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) Em cada estrato  $h$  do semestre  $t$ , multiplicar o resultado anterior pela despesa total na população do grupo não exaustivo ( $BV_{hts}$ ); esta despesa será também igual à despesa total do estrato menos a despesa dos elementos pertencentes ao grupo exaustivo do estrato
- 4) Em cada estrato  $h$  de cada semestre  $t$ , dividir o resultado anterior pela dimensão da amostra no grupo não exaustivo ( $n_{hts}$ )
- 5) Somar os resultados anteriores em todo o conjunto de estratos

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = 13,768 + 499,268 = 513,036,$$

correspondente a uma margem de erro projetada de 0,56 %.

A precisão é uma medida da incerteza associada à projeção. A precisão é dada pela fórmula:

$$SE = z \times \sqrt{\sum_{h=1}^2 \left( \frac{BV_{h1s}^2}{n_{h1s}} \cdot s_{rh1s}^2 \right) + \sum_{h=1}^2 \left( \frac{BV_{h2s}^2}{n_{h2s}} \cdot s_{rh2s}^2 \right)}$$

$$= 1.645 \times \sqrt{\frac{24,147,946^2}{27} 0.0823^2 + \frac{10,697,561^2}{13} 0.0696^2 + \frac{25,740,723^2}{18} 0.0737^2 + \frac{11,914,400^2}{8} 0.0401^2}$$

$$= 1,062,778$$

em que  $s_{rhts}$  é o desvio-padrão das margens de erro do grupo não exaustivo do estrato  $h$  do semestre  $t$  já calculado.

O erro de amostragem é apenas calculado para os grupos não exaustivos, uma vez que não existe erro de amostragem decorrente dos grupos exaustivos.

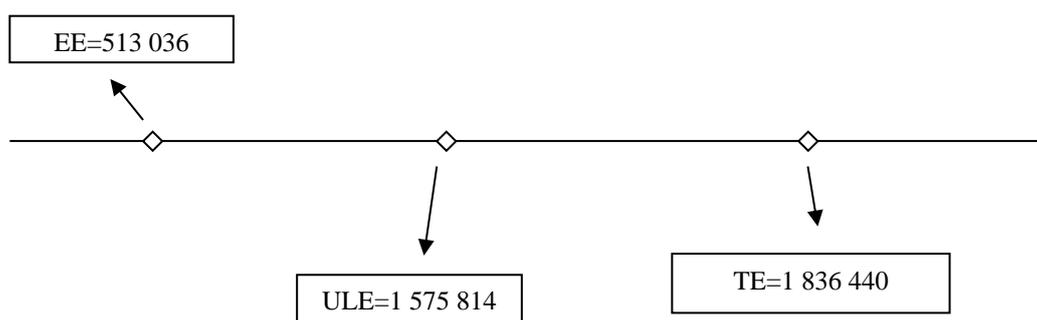
Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). Este limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão da projeção

$$ULE = EE + SE = 513,036 + 1,062,778 = 1,575,814$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria.

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria.

Neste caso particular, tanto o erro projetado como o limite superior são inferiores ao erro máximo admissível. Isto significa que o auditor concluirá que não existem provas suficientes para sustentar que os erros na população são superiores ao limiar de materialidade:



### 6.3.5 Abordagem conservadora

#### 6.3.5.1 Introdução

No contexto da auditoria, é habitual utilizar uma abordagem conservadora para a amostragem por unidade monetária. Esta abordagem conservadora tem a vantagem de exigir menos conhecimentos acerca da população (por exemplo, não são necessárias informações acerca da variabilidade da população para calcular a dimensão da amostra). Além disso, vários pacotes de software utilizados em auditoria implementam automaticamente esta abordagem, tornando mais fácil a sua aplicação. Com efeito, quando adequadamente apoiada por estes pacotes, a aplicação do método conservador exige significativamente menos conhecimentos técnicos e estatísticos do que a denominada abordagem padrão. A principal desvantagem desta abordagem conservadora está, de facto, relacionada com a sua facilidade de aplicação: uma vez que utiliza informações menos pormenorizadas para calcular a dimensão da amostra e para determinar a precisão, normalmente produz dimensões de amostra superiores e erros de amostragem estimados superiores às fórmulas mais exatas utilizadas na abordagem padrão. Todavia, sempre que a amostra já seja de uma dimensão viável e não uma grande preocupação do auditor, esta abordagem pode ser uma boa opção devido à sua simplicidade. Além disso, é importante salientar que este método é aplicável apenas a situações em que a frequência de erros é reduzida e as margens de erro claramente abaixo do nível de materialidade<sup>36</sup>. Por último, importa fazer notar que, pelo facto de este método produzir, regra geral, grandes dimensões de amostra, os utilizadores às vezes são tentados a alimentá-lo com erros esperados muito reduzidos e pouco realistas. Esta prática produzirá inevitavelmente resultados inconclusivos para a auditoria, devido ao limite de erro superior excessivo, pelo que é imperativo lembrar que, como para qualquer outro método de amostragem, o erro esperado deve ser escolhido de forma realista, com base nos melhores conhecimentos e entendimento do auditor.

<sup>36</sup> Concretamente, não é possível calcular a dimensão da amostra se o erro esperado for superior ou próximo da materialidade.

Este método não pode ser combinado com a estratificação nem com a repartição do trabalho de auditoria por dois ou mais períodos no período de referência, uma vez que resultaria em fórmulas inexecutáveis para determinação da precisão. Por conseguinte, as autoridades de auditoria são incentivadas a utilizar a abordagem padrão para estes efeitos.

### 6.3.5.2 Dimensão da amostra

O cálculo da dimensão da amostra  $n$  no âmbito de uma amostragem por unidade monetária tem por base as seguintes informações:

- O valor contabilístico da população (despesa total declarada)  $BV$
- Uma constante denominada fator de fiabilidade ( $RF$ ) determinada pelo grau de confiança
- O erro máximo admissível  $TE$  (normalmente 2 % da despesa total).
- O erro esperado  $AE$  escolhido pelo auditor de acordo com o critérios profissionais e informações prévias.
- O fator de expansão,  $EF$ , que é uma constante igualmente associada ao grau de confiança e utilizada sempre que se prevejam erros

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo:

$$n = \frac{BV \times RF}{TE - (AE \times EF)}$$

O fator de fiabilidade  $RF$  é uma constante da distribuição de Poisson para um erro esperado de zero. Depende do grau de confiança e os valores para a sua aplicação em cada situação podem ser encontrados no quadro seguinte.

Grau de confiança	99 %	95 %	90 %	85 %	80 %	75 %	70 %	60 %	50 %
Fator de fiabilidade (RF)	4,61	3,00	2,31	1,90	1,61	1,39	1,21	0,92	0,70

Quadro 4. Fatores de fiabilidade por grau de confiança

O fator de expansão,  $EF$ , é um fator que se utiliza no cálculo de amostragem por unidade monetária quando são esperados erros, e baseia-se no risco da aceitação incorreta. Reduz o erro de amostragem. Caso não se prevejam erros, o erro esperado ( $AE$ ) será zero e o fator de expansão não é utilizado. Os valores para o fator de expansão encontram-se no quadro seguinte.

Grau de confiança	99 %	95 %	90 %	85 %	80 %	75 %	70 %	60 %	50 %

Fator de expansão (EF)	1,9	1,6	1,5	1,4	1,3	1,25	1,2	1,1	1,0
------------------------	-----	-----	-----	-----	-----	------	-----	-----	-----

Quadro 5. Fatores de expansão por grau de confiança

A fórmula para determinação da dimensão da amostra demonstra o motivo pelo qual esta abordagem é denominada conservadora. Com efeito, a dimensão da amostra não depende da dimensão da população nem da variabilidade da população. Isto significa que a fórmula tem como objetivo adequar-se a qualquer tipo de população apesar das suas características específicas, produzindo habitualmente, portanto, dimensões de amostra que são superiores às necessárias na prática.

### 6.3.5.3 Seleção da amostra

Depois de determinar a dimensão da amostra, procede-se à seleção da amostra utilizando a probabilidade proporcional à dimensão, ou seja, proporcional ao valor contabilístico dos elementos  $BV_i$ . Um método comum para efetuar a seleção é a seleção sistemática, utilizando um intervalo de amostragem igual à despesa total ( $BV$ ) dividida pela dimensão da amostra ( $n$ ), ou seja,

$$SI = \frac{BV}{n}$$

Normalmente, a amostra é constituída a partir de uma lista aleatória de todos os elementos, seleccionando-se cada elemento que contenha a  $x^{\text{-ésima}}$  unidade monetária, **sendo que  $x$  é o passo correspondente ao valor contabilístico dividido pela dimensão da amostra**, ou seja, o intervalo de amostragem.

Alguns elementos podem ser seleccionados várias vezes (caso o seu valor seja superior à dimensão do intervalo de amostragem). Neste caso, o auditor deve criar um estrato exaustivo ao qual todos os elementos de valor contabilístico superior ao intervalo de amostragem devem pertencer. Este estrato terá um tratamento diferente para a projeção de erro, tal como é habitual.

### 6.3.5.4 Erro projetado

A projeção dos erros para a população segue o procedimento apresentado no contexto da abordagem da MUS padrão. Mais uma vez, a extrapolação é realizada de modo diferente para as unidades no estrato exaustivo e para os elementos no estrato não exaustivo.

Para o estrato exaustivo, ou seja, para o estrato que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao intervalo de amostragem,  $BV_i > \frac{BV}{n}$ , o erro projetado é simplesmente o somatório dos erros encontrados nos elementos pertencentes ao estrato:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_e} E_i$$

Para o estrato não exaustivo, ou seja, o estrato que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao intervalo de amostragem,  $BV_i \leq \frac{BV}{n}$  o erro projetado é:

$$EE_s = SI \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

Para calcular este erro projetado:

- 1) Para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_i}{BV_i}$
- 2) Somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) Multiplicar o resultado anterior pelo intervalo de amostragem (SI)

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s$$

#### 6.3.5.5 Precisão

A precisão, que mede o erro de amostragem, tem dois componentes: a precisão básica,  $BP$ , e a margem suplementar,  $IA$ .

A precisão básica é simplesmente o produto entre o intervalo de amostragem e o fator de fiabilidade (já utilizado para calcular a dimensão da amostra):

$$BP = SI \times RF.$$

A margem suplementar é calculada para cada unidade de amostragem pertencente ao estrato não exaustivo que contenha um erro.

Em primeiro lugar, os elementos com erros devem ser ordenados por valor decrescente do erro projetado.

Em segundo lugar, é calculada uma margem suplementar para cada um destes elementos (com erros), utilizando a fórmula:

$$IA_i = (RF(n) - RF(n - 1) - 1) \times SI \times \frac{E_i}{BV_i}$$

em que  $RF(n)$  é o fator de fiabilidade para o erro que aparece na  $n^{th}$  ordem num dado grau de confiança (normalmente o mesmo utilizado para calcular a dimensão da amostra), e  $RF(n - 1)$  é o fator de fiabilidade para o erro na  $(n - 1)^{th}$  ordem num dado grau de confiança. Por exemplo, a 90 % de confiança, o quadro correspondente de fatores de fiabilidade é:

<b>Ordem do erro</b>	<b>Fator de fiabilidade (RF)</b>	<b><math>RF(n) - RF(n - 1) - 1</math></b>
Ordem zero	2,31	
1. <sup>a</sup>	3,89	0,58
2. <sup>a</sup>	5,33	0,44
3. <sup>a</sup>	6,69	0,36
4. <sup>a</sup>	8,00	0,31
...		

Quadro 7. Fatores de fiabilidade por ordem do erro

Por exemplo, se o erro projetado mais elevado na amostra for igual a 10 000 EUR (25 % da despesa de 40 000 EUR) e tivermos um intervalo de amostragem de 200 000 EUR, a margem suplementar individual para este erro é igual a  $0,58 \times 0,25 \times 200\ 000 = 29\ 000$  EUR.

Consta do apêndice um quadro com fatores de fiabilidade para vários graus de confiança e diferentes números de erros encontrados na amostra.

Finalmente, a margem suplementar é a soma de todas as margens suplementares dos elementos:

$$IA = \sum_{i=1}^{n_s} IA_i$$

A precisão global (*SE*) será igual à soma dos dois componentes: a precisão básica (*BP*) e a margem suplementar (*IA*)

$$SE = BP + IA$$

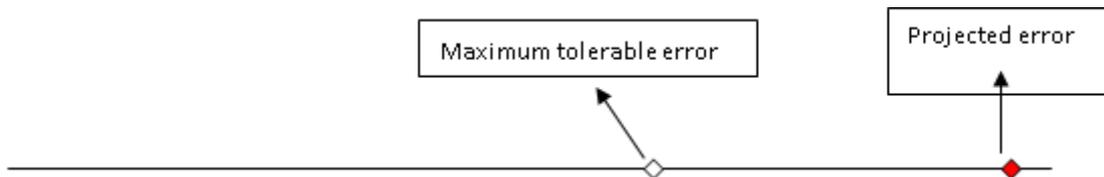
### 6.3.5.6 Avaliação

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (*ULE*). O limite superior é igual à soma do próprio erro projetado *EE* com a precisão global da extrapolação

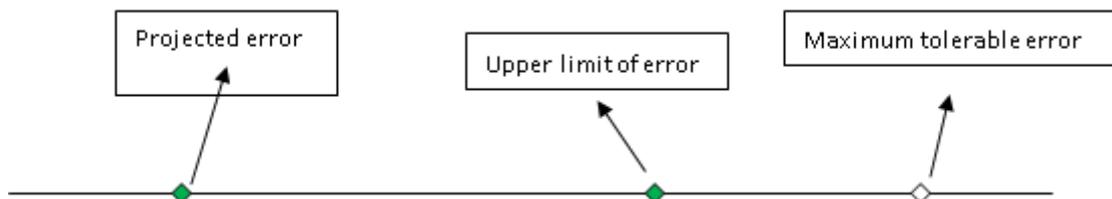
$$ULE = EE + SE$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria:

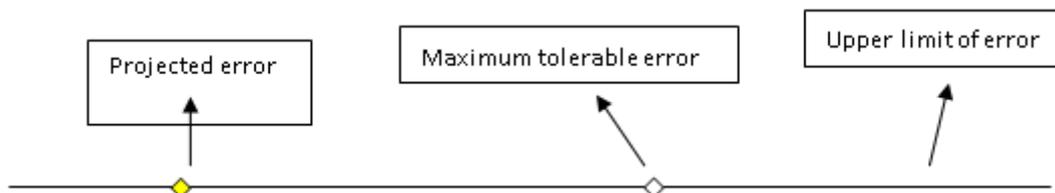
- Se o erro projetado for superior ao erro máximo admissível, isto implica que o auditor concluirá que existem provas suficientes para sustentar que os erros na população são superiores ao limiar de materialidade:



- Se o limite superior de erro for inferior ao erro máximo admissível, o auditor deve concluir que os erros na população são inferiores ao limiar de materialidade.



Se o limite superior de erro projetado for inferior ao erro máximo admissível, mas o limite superior de erro for mais elevado, consultar a secção 4.12 para mais pormenores quanto à análise a efetuar.



### 6.3.5.7 Exemplo

Tomemos uma população de despesas comunicadas à Comissão num determinado ano, para operações num programa. As auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia reduzido. Por conseguinte, a amostragem deste programa deve ser efetuada com um grau de confiança de 90 %.

A população encontra-se resumida no quadro a seguir:

Dimensão da população (número de operações)	3.852
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo:

$$n = \frac{BV \times RF}{TE - (AE \times EF)}$$

em que  $BV$  é o valor contabilístico total da população, ou seja, a despesa total comunicada à Comissão no período de referência,  $RF$  é o fator de fiabilidade correspondente ao grau de confiança de 90 %, 2,31,  $EF$ , é o fator de expansão correspondente ao grau de confiança se forem esperados erros, 1,5. No que se refere a esta população em particular, a autoridade de auditoria, com base na experiência dos anos anteriores e no conhecimento das melhorias do sistema de gestão e controlo, decidiu que uma margem de erro esperada de 0,2 % é fiável

$$n = \frac{4,199,882,024 \times 2,31}{0,02 \times 4,199,882,024 - (0,002 \times 4,199,882,024 \times 1,5)} \approx 136$$

A seleção da amostra é realizada utilizando a probabilidade proporcional à dimensão, ou seja, proporcional aos valores contabilísticos dos elementos,  $BV_i$  através de seleção sistemática, utilizando um intervalo de amostragem igual à despesa total ( $BV$ ) dividida pela dimensão da amostra ( $n$ ), ou seja,

$$SI = \frac{BV}{n} = \frac{4,199,882,024}{136} = 30,881,485$$

Um ficheiro que contenha as 3 852 operações da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico.

A amostra é constituída a partir desta lista aleatória de todas as operações, selecionando cada elemento que contenha a 30 881 485.<sup>a</sup> unidade monetária.

<b>Operação</b>	<b>Valor contabilístico (BV)</b>	<b>BV acumulado</b>
239	10 173 875 EUR	10 173 875 EUR
424	23 014 045 EUR	33 187 920 EUR
2327	32 886 198 EUR	66 074 118 EUR
5009	34 595 201 EUR	100 669 319 EUR
1491	78 695 230 EUR	179 364 549 EUR
(...)	(...)	(...)

Um valor aleatório entre 0 e o intervalo de amostragem, 30 881 485, é gerado (16 385 476). O primeiro elemento a selecionar é o que contém a 16 385 476.<sup>a</sup> unidade monetária. A segunda seleção corresponde à primeira operação no ficheiro com o valor contabilístico acumulado superior ou igual a 16 385 476+30 881 485 e por aí em diante...

<b>Operação</b>	<b>Valor contabilístico (BV)</b>	<b>BV acumulado</b>	<b>Amostra</b>
239	10 173 875 EUR	10 173 875 EUR	Não
424	23 014 045 EUR	33 187 920 EUR	Sim
2327	32 886 198 EUR	66 074 118 EUR	Sim
5009	34 595 201 EUR	100 669 319 EUR	Sim
1491	78 695 230 EUR	179 364 549 EUR	Sim
(...)	(...)	(...)	(...)
2596	8 912 999 EUR	307 654 321 EUR	Sim
779	26 009 790 EUR	333 664 111 EUR	Não
1250	264 950 EUR	333 929 061 EUR	Não

3895	30 949 004 EUR	364 878 065 EUR	Sim
2011	617 668 EUR	365 495 733 EUR	Não
4796	335 916 EUR	365 831 649 EUR	Não
3632	7 971 113 EUR	373 802 762 EUR	Não
2451	17 470 048 EUR	391 272 810 EUR	Sim
(...)	(...)	(...)	(...)

Existem 24 operações cujo valor contabilístico é superior ao intervalo de amostragem, o que significa que cada uma é seleccionada pelo menos uma vez (por exemplo, a operação 1 491 é seleccionada 3 vezes, ver quadro anterior). O valor contabilístico total destas 24 operações ascende a 1 375 130 377 EUR. Destas 24 operações, 4 contêm erros correspondentes a um montante do erro de 7 843 574 EUR.

Para a parte remanescente da amostra, o erro tem um tratamento diferente. Para estas operações, utiliza-se o seguinte procedimento:

- 1) Para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_i}{BV_i}$
- 2) Somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) Multiplicar o resultado anterior pelo intervalo de amostragem (SI)

$$EE_s = SI \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

<b>Operação</b>	<b>Valor contabilístico (BV)</b>	<b>Valor contabilístico correto (CBV)</b>	<b>Erro</b>	<b>Margem de erro</b>
2596	8 912 999 EUR	8 912 999 EUR	- EUR	-
459	869 080 EUR	869 080 EUR	- EUR	-
2073	859 992 EUR	859 992 EUR	- EUR	-
239	10 173 875 EUR	9 962 918 EUR	210 956 EUR	0,02
989	394 316 EUR	394 316 EUR	- EUR	-
65	25 234 699	25 125 915	108 784	0,00

	EUR	EUR	EUR	
	34 595 201	34 595 201	-	
5010	EUR	EUR	EUR	-
...	...	...	...	...
	7 971 113	7 971 113	-	
3632	EUR	EUR	EUR	-
	624 882	624 882	-	
3672	EUR	EUR	EUR	-
	343 462	301 886	41 576	
2355	EUR	EUR	EUR	0,12
	204 847	204 847	-	
959	EUR	EUR	EUR	-
	15 293 716	15 293 716	-	
608	EUR	EUR	EUR	-
	6 773 014	6 773 014	-	
4124	EUR	EUR	EUR	-
	662	662	-	
262	EUR	EUR	EUR	-
<b>Total</b>				1,077

$$EE_s = 30,881,485 \times 1.077 = 33,259,360$$

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = 7,843,574 + 33,259,360 = 41,102,934$$

correspondente a uma margem de erro projetada de 0,98 %.

A fim de conseguir definir o limite superior de erro, é necessário calcular os dois componentes da precisão, a precisão básica, *BP*, e a margem suplementar, *IA*.

A precisão básica é simplesmente o produto entre o intervalo de amostragem e o fator de fiabilidade (já utilizado para calcular a dimensão da amostra):

$$BP = 30,881,485 \times 2.31 = 71,336,231$$

A margem suplementar é calculada para cada unidade de amostragem pertencente ao estrato não exaustivo que contenha um erro.

Em primeiro lugar, os elementos com erros devem ser ordenados por valor decrescente do erro projetado. Em segundo lugar, é calculada uma margem suplementar para cada um destes elementos (com erros), utilizando a fórmula:

$$IA_i = (RF(n) - RF(n - 1) - 1) \times SI \times \frac{E_i}{BV_i}$$

em que  $RF(n)$  é o fator de fiabilidade para o erro que aparece na  $n^{th}$  ordem num dado grau de confiança (normalmente o mesmo utilizado para calcular a dimensão da amostra), e  $RF(n - 1)$  é o fator de fiabilidade para o erro na  $(n - 1)^{th}$  ordem num dado grau de confiança (ver quadro no anexo).

Finalmente, a margem suplementar é a soma de todas as margens suplementares dos elementos:

$$IA = \sum_{i=1}^{n_s} IA_i.$$

O quadro seguinte sintetiza estes resultados para as 16 operações que contêm erro:

Ordem	Erro (A)	Margem de erro (B):=(A)/BV	Erro projetado:=(B)*SI	RF(n)	(RF(n)-RF(n-1))-1	IA <sub>i</sub>
0				2,30		
1	4 705 321 EUR	0,212	6 546 875 EUR	3,89	0,59	3 862 656 EUR
(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)
12	12 332 EUR	0,024	741 156 EUR	17,78	0,18	133 408 EUR
13	6 822 EUR	0,02	617 630 EUR	18,96	0,18	111 173 EUR
14	7 706 EUR	0,012	370 578 EUR	20,13	0,17	62 998 EUR
15	4 787 EUR	0,008	247 052 EUR	21,29	0,16	39 528 EUR
16	26 952 EUR	0,001	29 488 EUR	22,45	0,16	4 718 EUR
Total		1,077	38 264 277 EUR			14 430 761 EUR

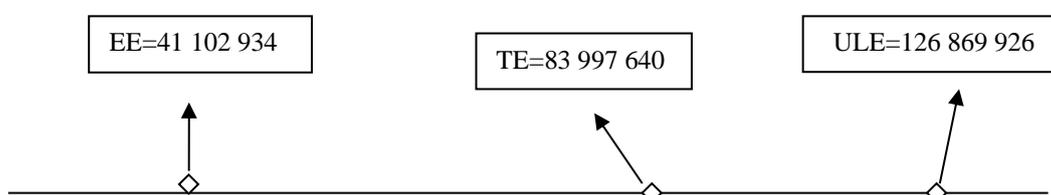
A precisão global ( $SE$ ) será igual à soma dos dois componentes: a precisão básica ( $BP$ ) e a margem suplementar ( $IA$ )

$$SE = 71,336,231 + 14,430,761 = 85,766,992$$

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). Este limite superior é igual à soma do erro projetado  $EE$  com a precisão global da projeção.

$$ULE = 41,102,933 + 85,766,992 = 126,869,926$$

O erro máximo admissível,  $TE=2\% \times 4\,199\,882\,024=83\,997\,640$  EUR deve agora ser comparado com o erro projetado e com o limite superior de erro. O erro máximo admissível é superior ao erro projetado, mas inferior ao limite superior de erro. Ver secção 4.12 para mais pormenores sobre a análise a realizar.



## 6.4 Amostragem não estatística

### 6.4.1 Introdução

A AA pode utilizar um método de amostragem não estatística, com base nos seus critérios profissionais, em casos devidamente justificados, de acordo com as normas de auditoria internacionalmente aceites, sempre que o número de operações seja insuficiente para permitir o uso de um método estatístico.

Conforme explicado acima na secção 5.2, a amostragem estatística deve ser utilizada, como regra geral, para auditar as despesas declaradas e retirar conclusões sobre o montante do erro numa população. A amostragem não estatística não permite o cálculo da precisão, não existindo, por conseguinte, controlo do risco de auditoria. Consequentemente, a amostragem não estatística só deve ser utilizada nos casos em que não seja possível proceder a uma amostragem estatística.

Na prática, as situações específicas que podem justificar o recurso à amostragem não estatística estão relacionadas com a dimensão da população. Com efeito, pode acontecer trabalhar com uma população muito pequena, cuja dimensão é insuficiente para permitir a utilização de métodos estatísticos (a população é mais reduzida do que a dimensão da amostra recomendada ou está muito próxima desta).

**Em resumo, a amostragem não estatística é considerada adequada nos casos em que não é possível atingir uma dimensão da amostra suficiente para a realização de uma amostragem estatística.** Não é possível determinar a dimensão exata da população abaixo da qual é necessário aplicar uma amostragem não estatística, uma vez que isso depende de diversas características da população, mas este limiar situa-se geralmente entre 50 e 150 unidades de amostragem. **A decisão final deve, naturalmente, ter em consideração o equilíbrio entre o custo e o benefício**

**associados a cada um dos métodos. Recomenda-se que a autoridade de auditoria procure obter o parecer da Comissão antes de tomar a decisão de aplicar a amostragem não estatística em circunstâncias específicas, nos casos em que o limiar das 150 unidades seja ultrapassado.** A Comissão pode concordar com a utilização da amostragem não estatística com base numa análise casuística.

No que se refere a 2014-2020, o regulamento estabelece igualmente critérios a respeitar aquando da aplicação da amostragem não estatística, nomeadamente, abranger, pelo menos, 5 % das operações e 10 % da despesa declarada (artigo 127.º, n.º 1, RDC). Essa situação pode conduzir na prática a amostras de dimensões equivalentes às obtidas por métodos de amostragem estatística. Nessas circunstâncias, as AA são incentivadas a utilizar, ao invés, métodos estatísticos.

**Mesmo nas situações em que a AA aplicou um método de amostragem não estatística, a amostra deve ser selecionada utilizando um método aleatório<sup>37 38</sup>. A dimensão da amostra deve ser determinada tendo em conta o nível de garantia oferecido pelo sistema, e deve ser suficiente para permitir que a AA emita um parecer de auditoria válido sobre a legalidade e regularidade da despesa. A AA deve ser capaz de proceder a uma extrapolação dos resultados para a população da qual a amostra foi retirada.**

Ao recorrer à amostragem não estatística, a AA deve ponderar estratificar a população, dividindo-a em subpopulações, sendo cada uma delas um grupo de unidades de amostragem com características semelhantes, em particular em termos de risco ou margem de erro projetada ou quando a população inclua tipos específicos de operações (por exemplo, instrumentos financeiros). A estratificação é uma ferramenta muito eficiente para melhorar a qualidade das projeções, sendo altamente recomendável recorrer a algum tipo de estratificação no quadro da amostragem não estatística.

#### **6.4.2 Amostragem não estatística estratificada e não estratificada**

A amostragem não estatística estratificada deve ser a primeira opção a considerar pela AA quando confrontada com a impossibilidade de utilizar a amostragem estatística. Conforme explicado em relação à estratificação das conceções de amostragens estatísticas, os critérios a utilizar para fins de estratificação estão relacionados com a

---

<sup>37</sup> Isto é, utilizando um método estatístico (método probabilístico); ver secções 4.1 e 4.2 para uma distinção entre método de amostragem e método de seleção. Além disso, importa recordar a regra geral que estabelece a dimensão mínima da amostra para amostragem estatística igual a 30.

<sup>38</sup> Só é possível recorrer à seleção da amostragem não estatística e não aleatória (por exemplo, baseada no risco) para a amostra complementar prevista no artigo 17.º, n.ºs 5 e 6, do Regulamento (CE) n.º 1828/2006 (período 2007-2013) e no artigo 28.º do Regulamento (UE) n.º 480/2014 (período 2014-2020).

expectativa do auditor relativamente ao seu contributo para a explicação do nível de erro na população. Sempre que seja expectável que o nível de erro seja diferente para diferentes grupos na população o recurso à estratificação representa uma boa opção.

Ao optar pela seleção por igual probabilidade (em que cada unidade de amostragem tem a mesma oportunidade de ser selecionada independentemente do montante de despesa declarado na unidade de amostragem), deve recomendar-se a estratificação por nível de despesa como uma ferramenta extremamente eficaz de melhoria da qualidade das estimativas. Cumpre notar que, embora esta estratificação não seja obrigatória, esta conceção pode ajudar igualmente a AA a assegurar a cobertura recomendada das despesas declaradas necessárias para o período de programação 2014-2020.

Para esta estratificação (que pode ser usada tanto na seleção por igual probabilidade como na da probabilidade proporcional à dimensão):

- Determinar o valor-limite de despesa para os elementos que serão incluídos no estrato de valor elevado. Não existe uma regra geral para estabelecer o valor-limite. Portanto, se a prática comumente utilizada para estabelecer o valor-limite como sendo igual ao erro máximo tolerável (2 % da despesa total) da população for seguida, só deve ser vista como um ponto de partida a adaptar às características da população. Este valor-limite pode e deve ser alterado em conformidade com as características da população. Em suma, o valor-limite deve ser determinado sobretudo com base em critérios profissionais. Sempre que o auditor consiga identificar um pequeno número de elementos cuja despesa seja significativamente superior à observada nos restantes elementos, deve ponderar criar um estrato com estes elementos. Além disso, o auditor é convidado a usar mais de dois estratos com base nas despesas caso a divisão em dois estratos pareça insuficiente para gerar o nível de homogeneidade desejável dentro de cada estrato.
- O método de base a ponderar será uma auditoria a 100% dos elementos de valor elevado. No entanto, na prática, podem surgir alguns problemas se o valor-limite identificado criar um estrato de valor elevado demasiado amplo, que dificilmente possa ser observado de forma exaustiva. Nessas situações, é possível igualmente ponderar a amostragem com base no estrato de valor elevado, contudo, como regra geral, a taxa de amostragem (ou seja, a percentagem de unidades e as despesas desse estrato selecionado para a amostragem) deve ser maior ou igual à utilizada para o estrato de valor reduzido.
- A dimensão da amostra a atribuir ao estrato não exaustivo é calculada como a diferença entre a dimensão total da amostra e o número de unidades de amostragem (por exemplo, operações) no estrato de valor elevado. Caso a AA pretenda aplicar a estratificação também às unidades de valor reduzido, deve atribuir esta dimensão da amostra calculada entre os diferentes estratos, de acordo com os métodos apresentados na secção 6.1.2.2. (caso a seleção tenha

por base probabilidades iguais) ou na secção 6.3.2.2 (caso a seleção tenha por base probabilidades proporcionais à dimensão).

Se não for possível identificar qualquer critério de estratificação (que na opinião do auditor possa contribuir para criar subpopulações mais homogéneas no que respeita a erros ou margens de erro projetados) e, em particular, se não for possível observar qualquer variabilidade significativa na despesa dos elementos da população, então a opção poderá ser recorrer a uma conceção de amostragem não estatística não estratificada. Neste caso, a amostra é selecionada diretamente na população total sem considerar quaisquer subpopulações.

### **6.4.3 Dimensão da amostra**

Na amostragem não estatística, a dimensão da amostra é calculada com base em critérios profissionais e tendo em conta o nível de garantia oferecido pelas auditorias dos sistemas. O objetivo final é obter uma dimensão da amostra suficiente para permitir que a AA chegue a conclusões válidas sobre a população e emita um parecer de auditoria válido (ver artigo 127.º, n.º 1, do RDC).

No que diz respeito ao período de programação 2014-2020 e tal como estabelecido no artigo 127.º, n.º 1, do RDC, uma amostra não estatística deve abranger, pelo menos, 5 % das operações<sup>39</sup> e 10 % das despesas. Uma vez que o regulamento se refere a uma cobertura mínima, esses limiares correspondem, assim, ao «melhor cenário» de garantia elevada do sistema. De acordo com o anexo 3 da Norma Internacional de Auditoria ISA 530, quanto mais elevada for a avaliação do risco de distorções materialmente relevantes do auditor, maior deverá ser a dimensão da amostra. O requisito de 10 % das despesas declaradas (artigo 127.º, n.º 1, do RDC) refere-se à despesa na amostra, independentemente da utilização de subamostragem. Isto significa que a amostra deve corresponder a um mínimo de 10 % das despesas declaradas, contudo, quando se recorre à subamostragem, a despesa efetivamente auditada pode, de facto, ser inferior, desde que a AA possa emitir um parecer de auditoria válido (ver secção 6.4.10).

Não existe uma regra fixa para selecionar a dimensão da amostra com base no nível de garantia das auditorias dos sistemas, mas, como referência, a AA, ao definir a dimensão da amostra no caso da amostragem não estatística, pode considerar os seguintes limiares indicativos<sup>40</sup>.

---

<sup>39</sup> Para o período de programação 2007-2013, a Comissão sustenta que a dimensão da amostra nos casos de amostragem não estatística deve abranger, pelo menos, 10 % das operações (ver secção 7.4.1 das Orientações sobre Amostragem COCOF\_08-0021-03\_EN de 04/04/2013).

<sup>40</sup> Esses valores de referência podem, naturalmente, ser alterados de acordo com os critérios profissionais da AA e quaisquer informações adicionais que a mesma possa ter sobre o risco de distorção relevante.

Nível de garantia das auditorias dos sistemas	Cobertura recomendada	
	para operações	para despesas declaradas
Funciona bem. Não, ou são apenas necessárias melhorias de menor importância.	5%	10%
Funciona. São necessárias algumas melhorias.	Entre 5 % e 10 % (a definir pela AA com base nos seus critérios profissionais)	10%
Funciona parcialmente. São necessárias melhorias substanciais.	Entre 10 % e 15 % (a definir pela AA com base nos seus critérios profissionais)	Entre 10 % e 20 % (a definir pela AA com base nos seus critérios profissionais)
No essencial, não funciona.	Entre 15 % e 20 % (a definir pela AA com base nos seus critérios profissionais)	Entre 10 % e 20 % (a definir pela AA com base nos seus critérios profissionais)

Quadro 6. Cobertura recomendada para a amostragem não estatística

#### 6.4.4 Seleção da amostra

A amostra da população positiva deve ser selecionada utilizando um método aleatório. A seleção pode, nomeadamente, ser feita utilizando:

- a seleção por igual probabilidade (em que cada unidade de amostragem tem a mesma oportunidade de ser selecionada independentemente do montante da despesa declarado na unidade de amostragem, como na amostragem aleatória simples (ver secções 6.1.1 e 6.1.2 para a referência à amostragem aleatória simples e à amostragem aleatória simples estratificada); ou
- a probabilidade proporcional à dimensão (despesa) (em que é feita uma seleção aleatória do primeiro elemento para a amostra, sendo, em seguida, os elementos subsequentes selecionados utilizando um intervalo até se atingir a dimensão desejada da amostra; recorre-se à unidade monetária como uma variável auxiliar para amostragem), à semelhança do que se faz para o caso da MUS (ver secções 6.3.1 e 6.3.2 para a referência à amostragem da unidade monetária e à amostragem da unidade monetária estratificada).

### 6.4.5 *Projeção*

Note-se que a utilização da amostragem não estatística não evita a necessidade de projetar para a população os erros observados na amostra. A projeção tem de ter em consideração a conceção da amostragem, ou seja, a existência de estratificação ou não, o tipo de seleção (igual probabilidade ou probabilidade proporcional à dimensão) e quaisquer outras características relevantes da conceção. O recurso a estatísticas de amostra simples (como a margem de erro de amostra) só é possível em circunstâncias muito específicas, em que a amostragem seja compatível com essas estatísticas. Por exemplo, a margem de erro da amostra só pode ser utilizada para projetar os erros para a população no quadro de uma conceção sem qualquer nível de estratificação, com base na seleção por igual probabilidade e na estimativa do rácio. Por conseguinte, a única diferença significativa entre a amostragem estatística e não estatística reside no facto de, para a última, o nível de precisão e, conseqüentemente, o limite superior de erro não serem calculados.

#### 6.4.5.1 *Seleção por igual probabilidade*

Se as unidades foram selecionadas com probabilidades iguais, o erro projetado deve seguir um dos métodos de projeção apresentados na secção 6.1.1.3, isto é, estimativa da média por unidade ou estimativa do rácio.

#### **Estimativa da média por unidade (erros absolutos)**

Multiplicar o erro médio por operação observado na amostra pelo número de operações na população, obtendo-se o erro projetado:

$$EE_1 = N \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{n}.$$

#### **Estimativa do rácio (margens de erro)**

Multiplicar a margem de erro média observada na amostra pelo valor contabilístico ao nível da população:

$$EE_2 = BV \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{\sum_{i=1}^n BV_i}$$

A margem de erro da amostra na fórmula *supra* é simplesmente a divisão do montante total de erro na amostra pelo montante total das despesas das unidades na amostra (despesa auditada).

Sugere-se que a escolha entre os dois métodos de projeção tenha por base a recomendação incluída na secção 6.1.1.3 em relação à amostragem aleatória simples.

#### 6.4.5.2 Seleção por igual probabilidade estratificada

Com base em  $H$  amostras selecionadas aleatoriamente (estratos  $H$ ), o erro projetado ao nível da população pode ser novamente calculado através dos dois métodos habituais: a estimativa da média por unidade e a estimativa do rácio. A projeção segue o procedimento descrito na secção 6.1.2.3 para a amostragem aleatória simples estratificada.

##### **Estimativa da média por unidade**

Em cada grupo da população (estrato), multiplicar o erro médio por operação observada na amostra pelo número de operações no estrato ( $N_h$ ); em seguida, somar os resultados obtidos para cada estrato, produzindo o erro projetado:

$$EE_1 = \sum_{h=1}^H N_h \times \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_i}{n_h}.$$

##### **Estimativa do rácio**

Em cada grupo da população (estrato), multiplicar a margem de erro média observada na amostra pelo valor contabilístico da população ao nível do estrato ( $BV_h$ ):

$$EE_2 = \sum_{h=1}^H BV_h \times \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_i}{\sum_{i=1}^{n_h} BV_i}$$

Sugere-se que a escolha entre os dois métodos tenha por base as considerações apresentadas para o método não estratificado.

Se tiver sido considerado e previamente retirado da população um estrato de 100 %, o montante total de erro observado nesse estrato exaustivo deve ser somado à estimativa *supra* ( $EE_1$  ou  $EE_2$ ) a fim de produzir a projeção final do montante do erro em toda a população.

#### 6.4.5.3 Seleção da probabilidade proporcional à despesa

Se as unidades foram selecionadas com probabilidades proporcionais ao valor da despesa, o erro projetado deve seguir o método de projeção apresentado na secção 6.3.1.4 (amostragem da unidade monetária).

Para o estrato exaustivo, ou seja, para o estrato que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_i > \frac{BV}{n}$ , o erro projetado é simplesmente a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes ao estrato:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_e} E_i$$

Para o estrato não exaustivo, ou seja, o estrato que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_i \leq \frac{BV}{n}$  o erro projetado é

$$EE_s = \frac{BV_s}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s$$

#### 6.4.5.4 Seleção da probabilidade proporcional à despesa estratificada

Se as unidades foram seleccionadas com probabilidades proporcionais ao valor da despesa e a população tiver sido estratificada com base em determinados critérios específicos, o erro projetado deve seguir o método de projeção apresentado na secção 6.3.2.4 (amostragem da unidade monetária estratificada).

A projeção de erros para a população é realizada de modo diferente para as unidades pertencentes aos grupos exaustivos e para os elementos nos grupos não exaustivos.

Para os grupos exaustivos, ou seja, para os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_{hi} > \frac{BV_h}{n_h}$ , o erro projetado é a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes a esses grupos:

$$EE_e = \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^{n_h} E_{hi}$$

Para os grupos não exaustivos, ou seja, os grupos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_{hi} \leq \frac{BV_h}{n_h}$ , o erro projetado é

$$EE_s = \sum_{h=1}^H \frac{BV_{sh}}{n_{sh}} \sum_{i=1}^{n_{sh}} \frac{E_{hi}}{BV_{hi}}$$

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s$$

#### **6.4.6 Avaliação**

Em qualquer das estratégias supramencionadas, o erro projetado é, por fim, comparado com o erro máximo admissível (materialidade vezes a despesa da população):

- Se for inferior ao erro admissível, conclui-se que a população não contém erro material;
- Se for superior ao erro admissível, conclui-se que a população contém erro material.

Apesar das restrições (ou seja, não é possível calcular o limite superior de erro e, consequentemente, não existe controlo do risco de auditoria), a margem de erro projetada é a melhor estimativa do erro na população e pode, portanto, ser comparada com o limiar de materialidade para se concluir que a população apresenta (ou não) distorção material.

#### **6.4.7 Exemplo 1 – amostragem com probabilidade proporcional à dimensão (PPS)**

Tomemos como exemplo uma população de 36 operações para as quais tenham sido declaradas despesas de 22 031 228 EUR.

Esta população tende a ter uma dimensão insuficiente para ser auditada através de amostragem estatística. Além disso, a amostragem de pedidos de pagamento para alargar a dimensão da população não é possível. Por conseguinte, a AA decide recorrer a uma abordagem não estatística. Devido à variabilidade elevada na despesa para esta população, a AA decide selecionar a amostra utilizando a probabilidade proporcional à dimensão.

A AA considera que o sistema de gestão e controlo «*no essencial, não funciona*», decidindo, por conseguinte, selecionar uma dimensão da amostra de 20 % da população de operações. No nosso caso, 20 % x 36=7,2 arredondado por excesso para 8.

Embora apenas se possa avaliar a cobertura da despesa da população após a seleção da amostra, é expectável que a seleção de 20 % das unidades da população, juntamente com a opção pela seleção da probabilidade proporcional à dimensão, resultem em, pelo menos, 20 % de cobertura das despesas.

Em primeiro lugar, é necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado a submeter a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico ( $BV$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_i > BV/n$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %. Neste caso, o valor-limite é  $22\,031\,228/8=2\,753\,904$  EUR<sup>41</sup>.

O quadro seguinte sintetiza estes resultados:

Despesas declaradas (DE) no período de referência	22 031 228 EUR
Dimensão da população (número de operações)	36
Nível de materialidade (máximo 2 %)	2 %
Distorção admissível (TE)	440 625 EUR
Valor-limite	2 753 904 EUR
Número de unidades acima do valor-limite	4
Valor contabilístico da população acima do valor-limite	12 411 965 EUR
Dimensão da população remanescente (número de operações)	32
Valor da população remanescente	9 619 263 EUR

A AA colocou num estrato isolado todas as operações de valor contabilístico superior a 2 753 904 EUR, o que corresponde a 4 operações, perfazendo 12 411 965 EUR. O montante do erro encontrado nestas quatro operações ascende a:

$$EE_e = 80,028.$$

O intervalo de amostragem para a restante população é igual ao valor contabilístico no estrato não exaustivo ( $BV_s$ ) (a diferença entre o valor contabilístico total e o valor contabilístico das 4 operações pertencentes ao estrato superior) dividido pelo número de operações a seleccionar (8 menos as 4 operações no estrato superior).

$$Sampling\ interval = \frac{BV_s}{n_s} = \frac{22,031,228 - 12,411,965}{4} = 2,404,816^{42}$$

<sup>41</sup> Note-se que a AA também pode decidir aplicar um valor-limite inferior ao calculado com base no rácio entre a população positiva e o número de operações a seleccionar para aumentar a cobertura das despesas declaradas.

<sup>42</sup> Na prática, pode acontecer que, após o cálculo do intervalo de amostragem com base na despesa e na dimensão da amostra do estrato de amostragem, algumas unidades da população ainda apresentem uma despesa superior a esse intervalo de amostragem  $BV_s/n_s$  (embora não tenham apresentado anteriormente uma despesa superior ao valor-limite ( $BV/n$ )). Na verdade, todos os elementos cujo valor contabilístico

Um ficheiro que contenha as restantes 32 operações da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Obtém-se a amostra selecionando cada elemento que contenha a 2 404 816.<sup>a</sup> unidade monetária<sup>43</sup>.

A despesa auditada equivale ao valor contabilístico total dos projetos de valor elevado, 12 411 965 EUR, acrescido das despesas auditadas na amostra da população remanescente, 1 056 428 EUR. O total das despesas auditadas ascende a 13 468 393 EUR, o que representa 61,1 % do total das despesas declaradas, conforme requerido. Tendo em mente o nível de garantia do sistema de gestão e controlo, a AA considera que esse nível de despesas auditadas é mais do que suficiente para garantir a fiabilidade das conclusões da auditoria.

O valor do erro extrapolado para o estrato de valor reduzido é

$$EE_s = \frac{BV_s}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_{si}}{BV_{si}}$$

em que  $BV_s$  é o valor contabilístico total da restante população e  $n_s$  é a dimensão da amostra correspondente. Importa notar que o erro projetado é igual à soma das margens de erro multiplicada pelo intervalo de amostragem. A soma das margens de erro é igual a 0,0272:

$$EE_s = \frac{9,619,623}{4} \times 0.0272 = 65,411.$$

O erro total extrapolado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s = 80,028 + 65,411 = 145,439$$

O erro projetado é finalmente comparado com o erro máximo admissível (2 % de 22 031 228 EUR=440 625 EUR). O erro projetado é inferior ao nível de materialidade.

---

ainda seja superior a esse intervalo ( $BV_i > BV_s/n_s$ ) devem também ser adicionados ao estrato de valor elevado. Se isso acontecer, e depois de incluir os novos elementos no estrato de valor elevado, o intervalo de amostragem deve ser recalculado relativamente ao estrato da amostragem, tendo em consideração os novos valores no rácio  $BV_s/n_s$ . Este processo iterativo poderá ter de ser realizado várias vezes até que nenhuma outra unidade apresente despesas superiores ao intervalo de amostragem.

<sup>43</sup> Caso qualquer operação selecionada tenha de ser substituída devido às limitações impostas pelas disposições do artigo 148.º, as novas operações devem ser selecionadas recorrendo à seleção da probabilidade proporcional à dimensão. Ver na secção 7.10.3.1 um exemplo dessa substituição.

Com estes resultados, o auditor pode concluir com razoabilidade que a população não contém um erro material. No entanto, a precisão alcançada não pode ser determinada e a confiança da conclusão é desconhecida.

*Procedimento no caso de uma cobertura insuficiente da despesa*

Note-se que, se devido às características específicas da população, o limiar de cobertura exigida das despesas não foi alcançado, a autoridade de auditoria deve selecionar uma ou mais operações adicionais recorrendo à probabilidade proporcional à dimensão. Nessa situação, as novas operações/unidades de amostragem a auditar adicionalmente devem ser selecionadas na população, excluindo as operações já selecionadas. O intervalo utilizado para essa seleção deve ser calculado utilizando o intervalo de amostragem  $\frac{BV_{st}}{n_{st}}$ , em que *BV* corresponde ao valor contabilístico do estrato de valor reduzido, excluindo as operações já selecionadas neste estrato e *n<sub>s</sub>* corresponde ao número de operações que pretendemos adicionar para a auditoria do estrato de baixo reduzido.

**6.4.8 Exemplo 2 – amostragem com igual probabilidade**

Tomemos como exemplo uma população de 48 operações para as quais tenham sido declaradas despesas de 10 420 247 EUR.

Esta população tende a ter uma dimensão insuficiente para ser auditada através de amostragem estatística. Além disso, a amostragem de pedidos de pagamento para alargar a dimensão da população não é possível. Portanto, a AA decide utilizar uma abordagem não estatística com estratificação das operações de valor elevado, uma vez que existem algumas operações com despesas extremamente elevadas. A AA decidiu identificar essas operações, definindo o valor-limite como 5 % de 10 420 247 EUR, ou seja, 521 012 EUR.

As características da população encontram-se resumidas a seguir:

Despesas declaradas (DE) no período de referência	10 420 247 EUR
Dimensão da população (número de operações)	48
Nível de materialidade (máximo 2 %)	2 %
Distorção admissível (TE)	208 405 EUR
Valor-limite (5 % do valor contabilístico total)	521 012 EUR

O quadro seguinte sintetiza os resultados:

Número de unidades acima do valor-limite	12
Valor contabilístico da população acima do valor-limite	8 785 634 EUR
Dimensão da população remanescente (número de operações)	36
Valor da população remanescente	1 634 613 EUR

O sistema de gestão e controlo foi classificado na Categoria 3 «Funciona parcialmente; são necessárias melhorias substanciais», por conseguinte, decide seleccionar uma dimensão da amostra de 15 % da população de operações. Ou seja,  $15\% \times 48 = 7,2$  arredondado por excesso para 8. A AA decide que deve ser incluída uma percentagem mais elevada de operações no estrato de valor elevado. A AA decide auditar 50 % das operações no estrato de valor elevado, ou seja, 6 operações. As restantes operações ( $8 - 6 = 2$ ) são seleccionadas da população remanescente. No entanto, a AA decide aumentar esta amostra de 2 para 3 operações, a fim de obter uma maior representação deste estrato.

Devido à reduzida variabilidade nas despesas para esta população em cada estrato, o auditor decide constituir uma amostra da população recorrendo a probabilidades iguais em ambos os estratos.

Embora com base em probabilidades iguais, é expectável que esta amostra resulte numa cobertura de, pelo menos, 20 % da despesa da população devido à elevada cobertura do estrato de valor elevado. Com efeito, ao multiplicar a dimensão da amostra pelo valor contabilístico médio por operação em cada estrato, a AA espera auditar 4 392 817 EUR no estrato de valor elevado e 136 218 EUR na população remanescente, o que representa cerca de 43,5 % da despesa total.

É retirada aleatoriamente uma amostra de 6 operações do estrato de valor elevado. A amostra de despesas auditadas ascende a 4 937 894 EUR. Não foram detetados erros nestas 6 operações.

É igualmente retirada uma amostra de 3 operações da população de operações remanescente. A amostra de despesas auditadas na população remanescente ascende a 153 647 EUR. O erro total da amostra identificado neste estrato é de 4 374 EUR.

O total das despesas auditadas é de  $153\,647\text{ EUR} + 4\,937\,894\text{ EUR} = 5\,091\,541\text{ EUR}$ , o que representa 48,9 % do total das despesas declaradas. Tendo em mente o nível de garantia do sistema de gestão e controlo, a AA considera que esse nível de despesas auditadas é suficiente para garantir a fiabilidade das conclusões da auditoria.

A fim de decidir entre utilizar a estimativa da média por unidade ou a estimativa do rácio, a AA verificou os dados da amostra a fim de determinar a condição  $\frac{COV_{E,BV}}{VAR_{BV}} > ER/2$ , que foi confirmada. A decisão foi, então, utilizar a estimativa do rácio.

O valor do erro extrapolado para ambos os estratos é:

$$EE = BV_e \times \frac{\sum_{i=1}^6 E_i}{\sum_{i=1}^6 BV_i} + BV_s \times \frac{\sum_{i=1}^3 E_i}{\sum_{i=1}^3 BV_i} = 0 + 1,634,613 \times \frac{4,374}{153,647} = 46,534.$$

em que  $BV_e$  e  $BV_s$  são os valores contabilísticos totais dos estratos de valor elevado e reduzido. Importa notar que o erro projetado é igual à margem de erro da amostra multiplicada pelo valor contabilístico do estrato.

O erro projetado é finalmente comparado com o erro máximo admissível (2 % de 10 420 247 EUR=208 405 EUR). O erro projetado é inferior ao nível de materialidade.

A conclusão possível a retirar do exercício é que o auditor pode concluir com razoabilidade que a população não contém um erro material. No entanto, a precisão alcançada não pode ser determinada e a confiança da conclusão é desconhecida.

#### **6.4.9 Amostragem não estatística – dois períodos**

À semelhança do que acontece nos métodos de amostragem estatística, a autoridade de auditoria poderia decidir levar a cabo o processo de amostragem em vários períodos durante o ano (normalmente dois semestres) recorrendo à abordagem de amostragem não estatística. A grande vantagem desta abordagem não se prende com a redução da dimensão da amostra, mas principalmente com o facto de permitir a distribuição do volume de trabalho de auditoria ao longo do ano, o que reduz o volume de trabalho que teria de ser realizado no final do ano com base numa única observação.

Com esta abordagem, a população do período de referência/exercício contabilístico é dividida em duas subpopulações, correspondendo cada uma às operações/pedidos de pagamento e despesas de cada semestre. São recolhidas amostras independentes para cada semestre, recorrendo à seleção por igual probabilidade ou de probabilidade proporcional à dimensão (despesa), a seguir designada seleção por PPS.

Os dois exemplos abaixo (um relativo à seleção por igual probabilidade e outro à seleção por PPS) ilustram a amostragem relativa a dois períodos com recurso a métodos de amostragem não estatística. Cumpre notar que as conceções de amostragem e as metodologias de projeção utilizadas na amostragem de dois períodos no âmbito da amostragem não estatística são as mesmas que as utilizadas na amostragem estatística, ou seja, uma amostragem aleatória simples no caso da seleção por igual probabilidade e a MUS (abordagem padrão) no caso da seleção por PPS. As únicas diferenças são:

- a dimensão da amostra não é calculada com uma fórmula específica,
- a precisão não é calculada.

No entanto, chama-se a atenção para o requisito específico para a amostragem não estatística imposto pelas disposições jurídicas para o período de programação 2014-2020, relativas à cobertura das despesas de, pelo menos, 10 % das despesas declaradas à Comissão durante um exercício contabilístico<sup>44</sup> e de 5 % das operações. No caso de se recorrer à amostragem de um único período, a seleção por igual probabilidade geralmente resulta numa taxa de cobertura das despesas próxima da fração da amostra utilizada para definir o número de operações. No caso de uma amostragem de dois ou vários períodos, a taxa de cobertura é geralmente inferior, visto que algumas operações (ou seja, as operações declaradas em mais de um período de auditoria) são verificadas apenas em parte das despesas declaradas durante o ano.

**Por conseguinte, a aplicação da amostragem de dois ou vários períodos poderá exigir a cobertura de um número mais elevado de operações do que no caso da amostragem de um único período, a fim de cumprir o limite de cobertura de despesas exigido.**

Importa notar que, uma vez que a auditoria das operações abrangerá as despesas declaradas em parte do período de referência, o volume médio do trabalho de auditoria por operação na amostragem de dois ou vários períodos deverá exigir menos tempo. No entanto, apesar disso, o volume de trabalho global por exercício contabilístico poderá sofrer um aumento para alcançar a cobertura de despesas desejada.

A fim de solucionar esse problema, a AA poderá decidir recorrer a um estrato de valor elevado que poderá limitar o número de operações a verificar por exercício contabilístico ao mínimo exigido (uma vez que as operações com despesas mais elevadas terão uma maior representação na amostra).

#### *6.4.9.1 Abordagem não estatística – dois períodos – seleção por igual probabilidade*

A fim de reduzir o volume do trabalho de auditoria que normalmente se concentra no final do período de referência, a AA decidiu distribuir o trabalho de auditoria por dois períodos. No final do primeiro semestre, a AA considerou a população dividida em dois grupos correspondentes a cada um dos dois semestres. A população no final do primeiro semestre pode ser resumida como segue:

Despesas declaradas no final do primeiro semestre	19 930 259 EUR
Dimensão da população (operações - primeiro semestre)	41

Com base na experiência, a AA sabe que, regra geral, as operações incluídas no programa no final do período de referência não se encontram todas ativas na população

<sup>44</sup> Ver também a secção 6.4.3 *supra*.

do primeiro semestre. Além disso, é expectável que a despesa declarada no segundo semestre seja duas vezes mais elevada do que a despesa declarada no primeiro semestre. Este aumento da despesa entre os dois semestres é acompanhado por um aumento menos significativo no número de operações. A AA espera que no segundo semestre existam 62 operações ativas (1 operação será concluída no primeiro semestre, as restantes 40 operações do primeiro semestre terão continuidade no segundo semestre, sendo de esperar despesas declaradas relativas a 22 novas operações no segundo semestre). A seleção de amostras por pedido de pagamento não aumentaria o tamanho da população, uma vez que no nosso exemplo hipotético com base nas regras do programa nacional existe um pedido de pagamento por semestre. A AA decide utilizar uma abordagem não estatística, seleccionando a amostra com probabilidades iguais.

Com base nestes pressupostos, apresenta-se um resumo da população no quadro seguinte:

Despesas declaradas no final do primeiro semestre	19 930 259 EUR
Despesas a declarar no final do segundo semestre (previsão) (19 930 259 EUR*2 = 39 860 518 EUR)	39 860 518 EUR
Despesa total prevista para o período de referência	59 790 777 EUR
Dimensão da população (operações – primeiro semestre)	41
Dimensão da população (operações – segundo semestre, previstas)	62(40+22)
Nível de materialidade (máximo 2 %)	2 %
Erro admissível (TE)	1 195 816 EUR

A AA considera que o sistema de gestão e controlo «*funciona parcialmente; são necessárias melhorias substanciais*», decidindo, por conseguinte, seleccionar uma dimensão da amostra de 15 % do número de operações (ver secção 6.4.3). No nosso caso, no período de referência, temos um conjunto de 63 operações<sup>45</sup> relativamente às quais foram declaradas despesas em ambos os períodos de amostragem (41 operações iniciadas no primeiro semestre e 22 novas operações no segundo semestre). Assim, a dimensão global da amostra para todo o ano é:

$$n = 0.15 \times 63 \approx 10$$

A distribuição da amostra por semestre é a seguinte:

$$n_1 = \frac{N_1}{N_1 + N_2} = \frac{41}{41 + 62} \times 10 \approx 4$$

e

$$n_2 = n - n_1 = 6$$

<sup>45</sup> 62 operações ativas mais uma operação concluída no primeiro semestre.

A AA decidiu recorrer a um estrato de valor elevado que poderá limitar o número de operações a verificar por exercício contabilístico ao mínimo exigido (uma vez que as operações com despesas mais elevadas terão uma maior representação na amostra).

No caso da população do primeiro semestre, no nosso exemplo, existe uma grande operação com o valor total de 3 388 144 EUR, sendo os valores das 40 operações restantes muito menores. Com base em critérios profissionais, a autoridade de auditoria decidiu recorrer a um estrato de valor elevado contendo 1 operação (ou seja, a maior operação na população do primeiro semestre). Ao usar esta estratificação, a AA esperava cobrir pelo menos 20 % das despesas totais no primeiro semestre através da auditoria a 4 operações.

As restantes 3 operações da amostra foram selecionadas aleatoriamente da população do primeiro semestre, excluindo a operação constante do estrato de valor elevado (isto é, da população de 16 542 115 EUR). O valor contabilístico total destas 3 operações ascende a 1 150 398 EUR.

Assim, a amostra de 4 operações do primeiro semestre abrangeu 22,77 % das despesas declaradas no primeiro semestre.

A autoridade de auditoria detetou um erro de 127 EUR<sup>46</sup> na operação constante do estrato de valor elevado e um erro total de 4 801 EUR nas 3 operações selecionadas aleatoriamente.

No final do segundo semestre, estarão disponíveis mais informações, nomeadamente, serão conhecidas com rigor as despesas totais e o número de operações ativas no segundo semestre.

A AA verifica que o pressuposto assumido no final do primeiro semestre relativamente à despesa total, 39 860 518 EUR, subestima ligeiramente o valor real de 40 378 264 EUR. O número de operações ativas no segundo semestre é ligeiramente inferior ao inicialmente esperado. Como resultado, a AA não tem necessidade de rever a dimensão da amostra para o segundo semestre, já que o número de operações inicialmente previsto no segundo semestre está próximo do número real. O quadro seguinte apresenta uma síntese dos valores:

---

<sup>46</sup> Este erro pode ser determinado com base na verificação de todas as faturas (elementos de despesa) nesta operação constante do estrato de valor elevado declaradas no primeiro semestre. Em alternativa, poderia ser selecionada uma subamostra de pelo menos 30 faturas (elementos de despesa). No caso de uma subamostra de elementos de despesa, este erro referir-se-ia a um erro extrapolado com base nos elementos de despesas selecionados para o nível de uma operação. Convém assegurar que a subamostra de faturas seja selecionada aleatoriamente ou, em alternativa, pode aplicar-se a estratificação ao nível da operação com uma verificação exaustiva de alguns estratos e uma seleção aleatória de elementos de despesa nos restantes estratos.

Parâmetro	Previsão realizada no primeiro semestre	Final do segundo semestre
Número de operações no segundo semestre	62	61
Despesa total no segundo semestre	39 860 518 EUR	40 378 264 EUR

Tendo em consideração as características da população, a AA decide usar novamente uma estratificação por despesa, definindo um estrato de valor elevado com base num limiar de 5 % da despesa da população do segundo semestre. Três operações excedem esse limiar, com o valor total de 6 756 739 EUR. As restantes 3 operações (6 operações a cobrir no segundo semestre menos 3 operações do estrato de valor elevado) são selecionadas aleatoriamente da população de 58 operações do estrato de valor reduzido do segundo semestre, ou seja, a população de 33 621 525 EUR . O valor total da amostra aleatória relativa ao segundo semestre é de 1 200 987 EUR. A AA apurou que o valor total da amostra do segundo semestre (7 957 726 EUR = 1 200 987 + 6 756 739) está ligeiramente abaixo do limiar de 20 % para o segundo semestre. No entanto, como o valor total da amostra para ambos os semestres ultrapassa o mínimo de 20 %, exigido, concluiu-se não ser necessária qualquer amostra adicional para garantir a cobertura das despesas.

A AA detetou um erro de 432 076 EUR nas 3 operações do estrato de valor elevado e de 5 287 EUR no estrato de valor reduzido.

Tendo em consideração a correlação entre os erros dos estratos reduzidos e as despesas, o AA decide projetar o erro recorrendo à estimativa do rácio.

O valor do erro extrapolado para ambos os semestres recorrendo à estimativa do rácio<sup>47</sup> é

$$EE = EE_{e1} + EE_{e2} + BV_{s1} \times \frac{\sum_{i=1}^{n_{s1}} E_{s1i}}{\sum_{i=1}^{n_{s1}} BV_{s1i}} + BV_{s2} \times \frac{\sum_{i=1}^{n_{s2}} E_{s2i}}{\sum_{i=1}^{n_{s2}} BV_{s2i}}$$

em que:

-  $EE_{e1}$  e  $EE_{e2}$  se referem a erros detetados nos estratos de valor elevado do primeiro e segundo semestres

<sup>47</sup> Recorrendo à média por unidade a fórmula seria:

$$EE = EE_{e1} + EE_{e2} + \frac{N_{s1}}{n_{s1}} \sum_{i=1}^{n_{s1}} E_{s1i} + \frac{N_{s2}}{n_{s2}} \sum_{i=1}^{n_{s2}} E_{s2i}$$

-  $BV_{s1}$  e  $BV_{s2}$  se referem aos valores contabilísticos dos estratos não exaustivos do primeiro e segundo semestres

-  $\frac{\sum_{i=1}^{n_{s1}} E_{s1i}}{\sum_{i=1}^{n_1} BV_{s1i}}$  e  $\frac{\sum_{i=1}^{n_{s2}} E_{s2i}}{\sum_{i=1}^{n_2} BV_{s2i}}$  refletem respetivamente uma margem de erro média observada nos estratos não exaustivos do primeiro semestre e do segundo semestre

Note-se que o erro projetado é igual à soma dos erros detetados nos estratos de valor elevado de ambos os semestres com as margens de erro das amostras aleatórias multiplicadas pelos valores contabilísticos respetivos dos estratos dessas amostras aleatórias.

Mais especificamente, no nosso exemplo, o erro extrapolado ao nível da população é:

$$EE = 127 + 432,076 + 16,542,115 \times \frac{4,801}{1,150,398} + 33,621,524 \times \frac{5,287}{1,200,987} = 649\,247,94$$

(Ou seja, 1,08 % do valor da população)

O erro projetado é finalmente comparado com o erro máximo admissível (2 % de 60 308 523 EUR, ou seja, 1 206 170 EUR). O erro projetado é inferior ao nível de materialidade.

No entanto, a precisão alcançada não pode ser determinada e a confiança da conclusão é desconhecida.

#### 6.4.9.2 Abordagem não estatística – dois períodos – seleção por PPS

A fim de reduzir o volume de trabalho de auditoria após o final do período de referência, a AA decidiu distribuir o trabalho de auditoria por dois períodos. No final do primeiro semestre, a AA considerou a população dividida em dois grupos correspondentes a cada um dos dois semestres. A população no final do primeiro semestre pode ser resumida como segue:

Despesas declaradas no final do primeiro semestre	16 930 259 EUR
Dimensão da população (operações - primeiro semestre)	34

Com base em experiências anteriores, a AA sabe que, normalmente, as operações incluídas no programa no final do período de referência não se encontram todas ativas na população do primeiro semestre. Além disso, é expectável que a despesa declarada no segundo semestre seja duas vezes e meia mais elevada do que a despesa declarada no primeiro semestre. É igualmente expectável um crescimento no número de operações ativas no final do segundo semestre, embora menor que o previsto para a despesa. A AA espera que no segundo semestre existam 52 operações ativas (2 operações serão concluídas no primeiro semestre, as restantes 32 operações do primeiro semestre terão continuidade no segundo semestre, sendo de esperar despesas declaradas relativas a

20 novas operações no segundo semestre). Além disso, a amostragem de pedidos de pagamento para alargar a dimensão da população não é possível. Por conseguinte, a AA decide recorrer a uma abordagem não estatística.

Com base nestes pressupostos, apresenta-se um resumo da população no quadro seguinte:

Despesas declaradas no final do primeiro semestre	16 930 259 EUR
Despesas a declarar no final do segundo semestre (previsão) (16 930 259 EUR*2,5 = 42 325 648 EUR)	42 325 648 EUR
Despesa total prevista para o ano	59 255 907 EUR
Dimensão da população (operações – primeiro semestre)	34
Dimensão da população (operações – segundo semestre, previstas)	52(32+20)
Nível de materialidade (máximo 2 %)	2 %
Erro admissível (TE)	1 185 118 EUR

A AA considera que o sistema de gestão e controlo «*funciona parcialmente; são necessárias melhorias substanciais*», decidindo, por conseguinte, selecionar uma dimensão da amostra de 15 % do número de operações. Além disso, com o objetivo de maximizar a cobertura das despesas por amostra aleatória, o auditor decide selecionar a amostra usando a probabilidade proporcional à dimensão. No nosso caso, no período de referência, temos um conjunto de 54 operações relativamente às quais foram declaradas despesas em ambos os períodos de amostragem (34 operações iniciadas no primeiro semestre e 20 novas operações no segundo semestre). A dimensão global da amostra para todo o ano é:

$$n = 0.15 \times 54 \approx 9$$

A distribuição da amostra por semestre é a seguinte:

$$n_1 = \frac{BV_1}{BV_1 + BV_2} = \frac{16,930,259}{16,930,259 + 42,325,648} \times 9 \approx 3$$

e

$$n_2 = n - n_1 = 6$$

Embora apenas se possa avaliar a cobertura da despesa da população após a seleção da amostra, é expectável que, no caso da nossa população, a seleção de 15 % das operações, juntamente com a opção pela seleção da probabilidade proporcional à dimensão, resulte em, pelo menos, 20 % da cobertura das despesas.

Em primeiro lugar, é necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado a submeter a um trabalho de auditoria de exaustiva. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao

rácio entre o valor contabilístico ( $BV_1$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n_1$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite serão colocados no estrato de auditoria exaustiva. Neste caso, o valor-limite é 16 930 259 EUR/3=5 643 420 EUR.

Não existem operações com valor contabilístico superior a 5 643 420 EUR e, consequentemente, o intervalo de amostragem corresponde ao valor-limite, ou seja, 5 643 420 EUR.

O quadro seguinte sintetiza estes resultados:

Valor-limite – primeiro semestre	5 643 420 EUR
Número de operações com um valor contabilístico superior ao valor-limite - primeiro semestre	0
Valor contabilístico das operações de valor contabilístico superior ao valor-limite - primeiro semestre	0
$BV_{s1}$ - Valor contabilístico da população do estrato não exaustivo no primeiro semestre (como não temos operações acima do valor-limite no primeiro semestre, equivale a toda a população do primeiro semestre)	16 930 259 EUR
$n_{s1}$ - Dimensão da amostra do estrato não exaustivo do primeiro semestre	3
$SI_{s1}$ - Intervalo de amostragem no primeiro semestre	5 643 420 EUR

Um ficheiro que contenha as 34 operações da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Obtém-se a amostra selecionando cada elemento que contenha a 5 643 420.<sup>a</sup> unidade monetária.<sup>48</sup> O valor destas três operações é auditado. A soma das margens de erro para o primeiro semestre é:

$$\sum_{i=1}^3 \frac{E_{1i}}{BV_{1i}} = 0.066$$

O total das despesas auditadas da amostra é de 6 145 892 EUR, o que representa 36,3 % do total das despesas declaradas. Tendo em mente o nível de garantia do sistema de gestão e controlo, a AA considera que esse nível de despesas auditadas é mais do que suficiente para garantir a fiabilidade das conclusões da auditoria.

No final do segundo semestre, estarão disponíveis mais informações, nomeadamente, serão conhecidas com rigor as despesas totais e o número de operações ativas no segundo semestre.

<sup>48</sup> Caso qualquer operação selecionada tenha de ser substituída devido às limitações impostas pelas disposições do artigo 148.º, as novas operações devem ser selecionadas recorrendo à seleção da probabilidade proporcional à dimensão. Ver na secção 7.10.3.1 um exemplo dessa substituição.

A AA verifica que o pressuposto assumido no final do primeiro semestre relativamente à despesa total, 42 325 648 EUR, subestima o valor real de 49 378 264 EUR. O número de operações ativas no segundo semestre é inferior ao inicialmente esperado. Como resultado da diminuição do número de operações, é possível reduzir a amostra para o segundo semestre. O quadro seguinte resume da população do segundo semestre:

<b>Parâmetro</b>	<b>Previsão realizada no primeiro semestre</b>	<b>Final do segundo semestre</b>
Número de operações no segundo semestre	52	46
Despesa total no segundo semestre	42 325 648 EUR	49 378 264 EUR

Assim, o número total de operações declaradas para ambos os semestres foi de 48 operações<sup>49</sup> (34 operações incluídas no primeiro semestre e 14 operações iniciadas no segundo semestre).

Tendo em consideração este ajustamento, a dimensão da amostra do segundo semestre recalculada devido à alteração no número de operações é

$$n_2 = 0.15 \times 48 - 3 \approx 5$$

É necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado a submeter a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é 9 875 653 EUR  $(49\,378\,264/5)^{50}$ . Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite são auditados. Existem duas operações cujo valor contabilístico é superior ao valor-limite. O valor contabilístico total destas operações ascende a 21 895 357 EUR. Foi detetado um erro total de 56 823 EUR nestas duas operações.

A dimensão da amostra a atribuir ao estrato não exaustivo,  $n_{s2}$ , é calculada como a diferença entre  $n_2$  e o número de unidades de amostragem (por exemplo, operações) no estrato exaustivo ( $n_{e2}$ ). No nosso caso, são 3 operações (5, a dimensão da amostra, menos as 2 operações de valor elevado). Portanto, o auditor tem de seleccionar a amostra aleatória utilizando o intervalo de amostragem:

<sup>49</sup> 46 operações ativas mais 2 operações concluídas no segundo semestre.

<sup>50</sup> Note-se que a AA também pode decidir aplicar um valor-limite inferior ao calculado com base no rácio entre a população do semestre e o número de operações a seleccionar no semestre. A aplicação de um valor-limite mais baixo para aumentar o número de operações no estrato superior pode ser particularmente útil para a autoridade de auditoria se, com base na análise das características específicas da população, parecer que o limite da cobertura das despesas pode ser difícil de atingir mesmo com a aplicação da PPS.

$$SI_{s2} = \frac{BV_{s2}}{n_{s2}} = \frac{49,378,264 - 21,895,357}{3} = 9,160,969^{51}$$

O quadro seguinte sintetiza estes resultados:

Valor-limite - segundo semestre	9 875 653 EUR
Número de operações de valor contabilístico superior ao valor-limite - segundo semestre	2
Valor contabilístico das operações de valor contabilístico superior ao valor-limite - segundo semestre	21 895 357 EUR
$BV_{s2}$ - População de operações com um valor contabilístico inferior ao valor-limite (estrato não exaustivo) - segundo semestre	27 482 907 EUR
$n_{s2}$ - Dimensão da amostra do estrato não exaustivo do segundo semestre	3
$SI_{s2}$ - Intervalo de amostragem no segundo semestre	9 160 969 EUR

Um ficheiro que contenha as restantes 43 operações da população do segundo semestre é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. É retirada uma amostra de 3 operações utilizando o procedimento sistemático proporcional à dimensão.

O valor destas 3 operações é auditado. A soma das margens de erro para o segundo semestre é:

$$\sum_{i=1}^3 \frac{E_{2i}}{BV_{2i}} = 0.0475$$

A despesa auditada no segundo semestre equivale ao valor contabilístico total dos projetos de valor elevado, 21 895 357 EUR, acrescido das despesas auditadas na amostra da população remanescente, 2 245 892 EUR. O total das despesas auditadas no segundo semestre é de 24 141 249 EUR, o que representa 48,89 % do total das despesas declaradas. Tendo em mente o nível de garantia do sistema de gestão e controlo, a AA considera que esse nível de despesas auditadas é mais do que suficiente para garantir a fiabilidade das conclusões da auditoria<sup>52</sup>.

A projeção de erros para a população é realizada de modo diferente para as unidades de amostragem (operações) pertencentes aos estratos exaustivos e para as unidades nos estratos não exaustivos.

<sup>51</sup> Note-se que, na prática, pode acontecer que, após o cálculo do intervalo de amostragem com base na despesa e na dimensão da amostra do estrato de amostragem, algumas unidades da população ainda apresentem uma despesa superior a esse intervalo de amostragem  $BV_s/n_s$  (embora não tenham apresentado anteriormente uma despesa superior ao valor-limite  $(BV/n)$ ). Na verdade, todos os elementos cujo valor contabilístico ainda seja superior a esse intervalo ( $BV_i > BV_s/n_s$ ) devem também ser adicionados ao estrato de valor elevado. Se isso acontecer, e depois de transferir os novos elementos para o estrato de valor elevado, o intervalo de amostragem tem de ser recalculado para o estrato de amostragem levando em consideração os novos valores para o rácio  $BV_s/n_s$ . Este processo iterativo poderá ter de ser realizado várias vezes até que nenhuma outra unidade apresente despesas superiores ao intervalo de amostragem.

<sup>52</sup> Ver exemplo da secção 6.4.7 sobre o procedimento em caso de cobertura insuficiente.

Para os estratos exaustivos, ou seja, para os estratos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_{ti} > \frac{BV_t}{n_t}$ , o erro projetado é a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes a esses estratos:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_1} E_{1i} + \sum_{i=1}^{n_2} E_{2i} = 0 + 56,823 = 56,823$$

Na prática:

- 1) Para cada semestre  $t$ , identificar as unidades pertencentes ao grupo exaustivo e somar os seus erros
- 2) Somar os resultados anteriores nos dois semestres.

Para o grupo não exaustivo, ou seja, os estratos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_{ti} \leq \frac{BV_t}{n_t}$ , o erro projetado é

$$EE_s = \frac{BV_{s1}}{n_{s1}} \times \sum_{i=1}^{n_{s1}} \frac{E_{1i}}{BV_{1i}} + \frac{BV_{s2}}{n_{s2}} \times \sum_{i=1}^{n_{s2}} \frac{E_{2i}}{BV_{2i}}$$

$$= 5,643,420 \times 0.066 + 9,160,969 \times 0.0475 = 807,612$$

Para calcular este erro projetado:

- 1) Em cada semestre  $t$ , para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_{ti}}{BV_{ti}}$
- 2) Em cada semestre  $t$ , somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) No semestre  $t$ , multiplicar o resultado anterior pelo intervalo de amostragem aplicado à seleção aleatória de operações no estrato não exaustivo;
- 4) Somar os resultados anteriores nos dois semestres

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s = 56,823 + 807,612 = 864,435$$

(ou seja, 1,30 % do valor da população)

O erro projetado é finalmente comparado com o erro máximo admissível (2 % de 66 308 523 EUR=1 326 170 EUR). O erro projetado é inferior ao nível de materialidade.

No entanto, a precisão alcançada não pode ser determinada e a confiança da conclusão é desconhecida.

#### **6.4.10 Amostragem em duas fases (subamostragem) em métodos de amostragem não estatística**

Em geral, todas as despesas declaradas à Comissão na amostra são objeto de auditoria. No entanto, quando as unidades de amostragem selecionadas incluem uma grande quantidade de pedidos de pagamento subjacentes ou faturas/outros elementos de despesa, a autoridade de auditoria pode auditá-las recorrendo à subamostragem. Para informações mais circunstanciadas a este respeito ver a secção 7.6 *Amostragem em duas*

*fases* e a secção 6.5.3.1 que se centra na amostragem em duas e três fases no quadro dos programas da CTE.

**Note-se que os elementos objeto de subamostragem devem ser selecionados de forma aleatória.** É igualmente possível aplicar uma conceção de estratificação ao nível da subamostragem, sendo as faturas/elementos de despesa de alguns estratos verificados de forma exaustiva e alguns estratos controlados por via da verificação de uma seleção aleatória de elementos de despesa. A estratificação pode ser habitualmente realizada com base no tipo de despesa ou no montante das faturas/elementos de despesa (por exemplo, por verificação de todos os elementos de valor elevado de forma exaustiva e de um estrato de elementos de valor reduzido selecionados aleatoriamente).

Para o período de programação 2014-2020 e em conformidade com o artigo 28.º do RD, sempre que a subamostragem é utilizada tendo como unidades de subamostragem faturas ou pedidos de pagamento, a AA deve abranger, pelo menos, 30 faturas/outros elementos de despesa ou pedidos de pagamento. Sempre que outras unidades de subamostragem são utilizadas na amostragem não estatística (como, por exemplo, um projeto no âmbito de uma operação, um parceiro de projeto em programas da CTE), a AA pode decidir, com base em critérios profissionais, qual a cobertura suficiente de uma subamostra. Nesta situação, recomenda-se que, caso sejam selecionadas menos de 30 unidades de subamostragem, estas cubram pelo menos 10 % da despesa da unidade de amostragem (por exemplo, de uma operação).

## **6.5 Métodos de amostragem para programas de Cooperação Territorial Europeia (CTE)**

### **6.5.1 *Introdução***

Os programas da CTE possuem uma série de particularidades: em princípio, não é possível agrupá-los, uma vez que cada sistema e subsistema é diferente; o número de operações é frequentemente reduzido. Para cada operação existe, geralmente, um parceiro principal (principal beneficiário na aceção do artigo 13.º do Regulamento (UE) n.º 1299/2013) e vários outros parceiros de projeto (outros beneficiários na aceção do artigo 13.º do Regulamento (UE) n.º 1299/2013). As operações selecionadas no âmbito da cooperação transfronteiriça e transnacional devem incluir parceiros de pelo menos dois países participantes, ao passo que as operações de cooperação inter-regional devem incluir parceiros de pelo menos três países (artigo 12.º do Regulamento (UE) n.º 1299/2013).

### **6.5.2 *Unidade de amostragem***

A unidade de amostragem será determinada pela autoridade de auditoria, com base em critérios profissionais. Pode ser uma operação, um projeto no âmbito de uma operação ou um pedido de pagamento por um beneficiário (artigo 28.º, n.º 6, do Regulamento Delegado n.º 480/2014). Se a AA decidir usar um pedido de pagamento como unidade

de amostragem, poderá optar ou por um pedido de pagamento agregado, que inclui pagamentos individuais do parceiro principal e de outros parceiros de projeto, ou, em alternativa, por um pedido de pagamento de um parceiro de projeto (sem distinguir entre parceiro principal e outros parceiros de projeto). A AA também pode decidir recorrer a pedidos de pagamento agrupados de um parceiro de projeto declarados no âmbito de uma operação num determinado período de amostragem. Nesse caso, os pedidos de pagamento agrupados por parceiro de projeto constituem a unidade de amostragem (esta unidade de amostragem é posteriormente referida no texto como parceiro de projeto).

A seleção da unidade de amostragem determina a abordagem da projeção. A projeção de erros para o nível da população tem por base os erros nas unidades de amostragem selecionadas. Assim, se a AA não verificar todas as despesas na unidade de amostragem selecionada (a subamostragem é aplicada), terá de extrapolar os erros da subamostra para o nível da unidade de amostragem antes da extrapolação para o nível da população.

Mais especificamente, se decidir escolher as operações como unidades de amostragem, com uma subamostra de parceiros de projeto, a AA terá de projetar os erros detetados na despesa dos parceiros selecionados para o nível da operação antes da extrapolação para o nível da população.

Em contrapartida, a utilização dos parceiros de projeto<sup>53</sup> (ou de pedidos de pagamento de parceiros de projetos) como unidades de amostragem asseguraria uma abordagem de projeção mais simples. A utilização dessas unidades de amostragem permite a projeção dos erros detetados nas despesas declaradas pelos parceiros de projeto selecionados (ou nos pedidos de pagamento selecionados dos projetos parceiros) diretamente para o nível da população de todas as despesas declaradas à CE, sem passar pela supramencionada projeção em duas fases. (Uma vez que a operação não constitui a unidade de amostragem nessa situação, não é necessário extrapolar os erros detetados para o nível da operação).

Embora possam existir outras opções disponíveis, os serviços da CE recomendam, em particular, a utilização de uma das seguintes unidades de amostragem nos programas da CTE aquando da conceção da metodologia de amostragem:

- a) Pedido de pagamento de um parceiro de projeto (individual)
- b) Parceiro de projeto (ou seja, todos os pedidos de pagamento declarados por um parceiro de projeto no âmbito de uma operação num determinado período de amostragem) ou
- c) A operação.

Todas as unidades de amostragem supramencionadas podem ser utilizadas tanto nos métodos de amostragem estatística como nos de amostragem não estatística. No entanto,

---

<sup>53</sup> Sem a necessidade de distinguir entre parceiro principal e outros parceiros de projeto

a utilização das operações como unidades de amostragem no quadro de um método de amostragem estatística poderá exigir um volume de trabalho considerável no contexto dos programas da CTE em comparação com as outras duas unidades de amostragem supramencionadas. Por conseguinte, a utilização da operação como unidade de amostragem é recomendada para métodos de amostragem não estatística.

A secção 6.5.3 abaixo apresenta, no contexto da amostragem em duas e três fases, informações mais circunstanciadas sobre as possíveis unidades e subunidades de amostragem nos programas da CTE, juntamente com notas suplementares sobre as restrições e implicações metodológicas pertinentes.

### 6.5.3 *Metodologia de amostragem*

No caso dos procedimentos de amostragem estatística e não estatística nos programas da CTE, são aplicáveis as metodologias gerais de amostragem, conforme descrito nas secções relevantes das presentes orientações. A presente secção fornece esclarecimentos adicionais tendo em conta as particularidades dos programas da CTE.

O limiar das 50-150 operações pode não ser alcançado em programas da CTE, caracterizados por dimensões de população reduzidas, especialmente no início do período de implementação. No entanto, mesmo que esse limite seja atingido, dada a configuração específica dos programas da CTE, a utilização de amostras estatísticas poderá não oferecer uma boa relação custo-eficácia. Por conseguinte, a AA, com base em critérios profissionais, poderia utilizar a amostragem não estatística para a CTE, nas condições previstas no artigo 127.º, n.º 1, do RDC, respeitando a cobertura mínima de 5 % das operações e 10 % das despesas. A lógica e as opções da AA devem estar refletidas na sua estratégia de auditoria, o que exige uma atualização anual, conforme estabelecido no artigo 127.º, n.º 4, do RDC.

A utilização de métodos de amostragem estatística permite o cálculo da precisão, que proporciona controlo sobre o risco de auditoria. Nas situações em que a operação é a unidade de amostragem, a aplicação das metodologias de amostragem estatística pode conduzir a custos elevados na auditoria dos programas da CTE, devido à sua configuração específica. Por conseguinte, recomenda-se às AA que utilizem outras unidades de amostragem (um parceiro ou um pedido de pagamento de um parceiro de projeto individual), o que poderá diminuir os custos dos procedimentos de auditoria com a amostragem estatística. Esta abordagem é facilitada pelo facto de o sistema de controlo (previsto no artigo 24.º do Regulamento (UE) n.º 480/2014) permitir a repartição dos dados relativos às despesas entre parceiros de projeto.

Além disso, cumpre notar que, no período de programação 2014-2020, as disposições do artigo 127.º do Regulamento (UE) n.º 1303/2013 exigem uma cobertura de um mínimo de 5 % das operações e 10 % das despesas declaradas, caso seja aplicado um

método de amostragem não estatística. Uma vez que, no caso da amostragem estatística, este requisito não é aplicável, a AA deve ter em atenção que o recurso a um método de amostragem estatística pode conduzir, nalguns casos, a um trabalho de auditoria equivalente ou mesmo reduzido (quando comparado com a amostragem não estatística), em particular se os pedidos de pagamento dos parceiros de projeto forem utilizados como unidades de amostragem e se se recorrer a uma amostragem aleatória simples. Recomenda-se que, quando confrontada com custos e esforços de auditoria similares, a AA opte por uma amostragem estatística.

Finalmente, devido ao sistema de controlo específico utilizado nos programas da CTE (por exemplo, sistemas descentralizados versus sistemas centralizados), a AA pode ponderar o recurso à estratificação (por exemplo, usando os resultados de auditorias dos sistemas), o que lhe permitirá retirar conclusões por estrato, sempre que necessário. A estratificação por EM pode ser considerada *a priori* ou *a posteriori* (por exemplo, quando a margem de erro se situa acima de 2 %), a fim de permitir que a AA determine a origem do erro. A este respeito, a metodologia de amostragem pode ter em consideração a «estratégia ascendente» explicada na secção 7.8 das presentes orientações.

#### 6.5.3.1 Amostragem em duas e três fases (subamostragem)

Ao utilizar métodos de amostragem estatística ou não estatística, é preciso que a AA determine erros ao nível das unidades de amostragem selecionadas antes de projetar para a população os erros detetados na amostra. Regra geral, todas as despesas declaradas à Comissão na amostra devem ser objeto de auditoria. No entanto, quando as unidades de amostragem selecionadas incluem um grande número de pedidos de pagamento subjacentes ou faturas, a autoridade de auditoria pode auditá-las recorrendo à subamostragem. Nesses casos, para determinar o erro ao nível das unidades de amostragem selecionadas, a AA precisa de projetar os erros detetados na subamostra para o nível da unidade de amostragem. Na fase seguinte, os erros das unidades de amostragem selecionadas (determinados com base na subamostra) são projetados para a população de operações ou pedidos de pagamento a fim de calcular o erro projetado da população.

#### **Unidades de subamostragem**

Tanto na amostragem estatística como na não estatística, a AA poderá utilizar diferentes unidades de subamostragem na conceção da amostragem em duas ou três fases, como faturas, projetos no âmbito de operações, pedidos de pagamento agregados, incluindo pedidos de pagamento individuais de parceiros principais e de outros parceiros de projeto, pedidos de pagamento de parceiros de projetos individuais ou parceiros de projeto.

Tendo em conta a configuração das operações no contexto dos programas da CTE, a AA aplica frequentemente uma conceção de amostragem que inclui ou duas ou três fases de amostragem, na qual um parceiro de projeto ou um pedido de pagamento de um parceiro de projeto pode constituir uma unidade de amostragem numa das fases da amostragem.

Se a unidade de amostragem for uma operação, a AA poderá decidir seguir uma conceção de amostragem com a seleção de uma subamostra de pedidos de pagamento de parceiros de projeto individuais (amostragem em duas fases). Outra opção da conceção da amostragem em duas fases, a mais frequentemente utilizada no contexto da CTE, consiste em agrupar todos os pedidos de pagamento de parceiros de projeto individuais por parceiro de projeto e selecionar uma subamostra de parceiros de projeto no âmbito da operação selecionada. Nesses casos, é necessário projetar primeiro os erros detetados ao nível dos pedidos de pagamento/parceiros de projeto para o nível da operação, antes da projeção final dos erros para o nível da população de operações.

### **Faturas como unidades de subamostragem**

Se algumas unidades de amostragem da subamostra selecionada (pedidos de pagamento/parceiros) incluírem um elevado número de faturas/outros elementos de despesa, a AA poderá decidir auditá-las por amostragem, conduzindo a uma conceção de amostragem em três fases. Nesse caso, deve começar-se por projetar o erro detetado na subamostra de faturas para o nível de um pedido de pagamento/parceiro. Posteriormente, os erros determinados ao nível dos pedidos de pagamento/parceiros devem ser projetados para o nível da operação, tal como acontece no projeto de amostragem em duas fases.

A AA também pode utilizar as faturas como a unidade de amostragem na amostragem em duas fases, o que se aplica, em especial, quando um pedido de pagamento de um parceiro de projeto individual ou um parceiro constituem a principal unidade de amostragem. No caso de a operação ser a principal unidade de amostragem numa conceção de amostragem em duas fases, a subamostra de faturas seria selecionada diretamente entre a população da totalidade das faturas da operação, sem a fase intermediária de uma subamostra ao nível do parceiro/pedido de pagamento.

### **Seleção de unidades de subamostragem em métodos estatísticos e não estatísticos**

Todas as unidades de amostragem utilizadas nas subamostras devem ser selecionadas aleatoriamente<sup>54</sup>, inclusive no caso dos métodos de amostragem não estatística. No

---

<sup>54</sup> Recorrendo à seleção por igual probabilidade (em que cada unidade de amostragem tem a mesma oportunidade de ser selecionada independentemente do montante da despesa declarada na unidade de amostragem), ou de probabilidade proporcional à dimensão (despesa) (em que é feita uma seleção

entanto, caso seja aplicada a estratificação ao nível das subamostras, a AA poderá obviamente decidir auditar todas as unidades de amostragem de um determinado estrato.

*Exemplo: Se decidir utilizar uma operação como unidade de amostragem da amostra principal e os parceiros de projeto como unidades de subamostragem, a AA poderá:*

*- Fazer uma seleção aleatória de parceiros de projeto (sem distinguir entre parceiro principal e outros parceiros de projeto) ou*

*Aplicar a estratificação ao nível de uma operação:*

- Um estrato para a despesa do parceiro principal e*
- Um segundo estrato para a despesa de outros parceiros de projeto.*

*Uma vez que, neste último caso, o parceiro principal não é selecionado aleatoriamente, mas as suas despesas constituem um estrato exaustivo, o modelo de projeção deverá ter essa situação em consideração. Para calcular o erro ao nível da operação, os erros dos outros parceiros de projeto selecionados aleatoriamente na operação devem ser projetados para o estrato dos outros parceiros de projeto, enquanto o erro do parceiro principal deve ser adicionado ao erro projetado, a fim de determinar o total da margem de erro projetada da operação. A secção 6.5.3.3 abaixo inclui um exemplo baseado nesse tipo de conceção de amostragem.*

Cumpra ainda recordar que, caso a amostragem estatística seja aplicada para a amostra principal, a AA deve garantir a aplicação do método de amostragem estatística para a seleção das unidades de amostragem das subamostras em todas as fases. No caso, nomeadamente, de as operações serem escolhidas como unidades de amostragem, utilizando uma subamostra de parceiros de projetos na segunda fase e uma subamostra de faturas na terceira fase, é necessário que a AA garanta a observação de, pelo menos, 30 unidades na segunda e também na terceira fases. Consequentemente, se a unidade de subamostra selecionada no âmbito de uma operação for o parceiro de projeto, isso significa que devem ser selecionados 30 parceiros de projeto (seriam aplicáveis poucos casos, se existirem). Caso contrário, continua a poder aplicar-se o método, contudo, isso conduzirá à seleção de todos os parceiros relacionados com a operação, levando, na prática, à aplicação da amostragem em duas fases (operação na primeira fase e fatura na segunda fase) em vez da amostragem em três fases. De igual modo, deverá ser assegurada, para cada parceiro selecionado, a verificação de uma subamostra de, pelo menos, 30 faturas, no caso de as auditorias exaustivas serem demasiado onerosas.

Para o período de programação 2014-2020 e em conformidade com o artigo 28.º do RD, sempre que a subamostragem é utilizada tendo como unidades de subamostragem faturas ou pedidos de pagamento, a AA deve abranger, pelo menos, 30 faturas/outros

---

aleatória do primeiro elemento para a amostra, e, em seguida, os elementos subsequentes são selecionados utilizando um intervalo até se atingir a dimensão desejada da amostra), mediante a utilização da unidade monetária como uma variável auxiliar para a amostragem, à semelhança do que acontece no caso da MUS.

elementos de despesa ou pedidos de pagamento também ao abrigo da amostragem não estatística. Sempre que outras unidades de subamostragem são utilizadas na amostragem não estatística (por exemplo, um projeto no âmbito de uma operação, um parceiro de projeto), a AA pode decidir, com base em critérios profissionais, qual a cobertura suficiente de uma subamostra. Nesta situação, recomenda-se que, caso sejam selecionadas menos de 30 unidades de subamostragem, estas cubram pelo menos 10 % da despesa da unidade de amostragem (por exemplo, de uma operação).

### 6.5.3.2 Principais configurações potenciais de unidades de amostragem nas amostragens em duas e três fases

Os quadros abaixo resumem as principais configurações potenciais das unidades de amostragem nas amostragens em duas ou três fases no contexto da CTE. Com base em considerações estatísticas, essas configurações poderão ser aplicadas em métodos de amostragem estatística e não estatística. Contudo, conforme especificado no quadro, algumas das configurações enumeradas podem não ser viáveis devido aos elevados custos da auditoria, e, nalguns casos, as restrições metodológicas impediriam a sua utilização em métodos de amostragem estatística porque, na prática, o número de unidades de subamostragem seria insuficiente. **Em particular, enquanto as opções 1 e 2 apresentadas no quadro abaixo são consideradas as mais rentáveis no caso de métodos de amostragem estatística e as opções 2 e 3 no caso de métodos de amostragem não estatística, as demais opções podem exigir recursos de auditoria muito mais significativos e, por conseguinte, muitas vezes não são exequíveis na prática.**

#### 6.5.3.2.1 Conceções de duas fases

Opção	Unidade de amostragem da amostra principal	Unidade de subamostragem (se for relevante)	Recomendação a aplicar em métodos de amostragem não estatística e estatística	Outras observações/restrições
1.	Pedido de pagamento de um parceiro de projeto	Fatura/outros elementos de despesa	<i>Amostragem estatística:</i> sim	Entre as conceções de amostragem estatística apresentadas, esta é a configuração que requer menos recursos de auditoria, permitindo ao mesmo tempo o cálculo da precisão e do limite superior de erro, o que proporciona controlo sobre o risco de auditoria.
			<i>Amostragem não estatística:</i> Trata-se de uma abordagem significativamente menos eficaz em termos de custos em comparação com a utilização do parceiro do projeto como principal unidade de amostragem, devido ao requisito de cobertura de, pelo menos, 10 % das despesas declaradas à CE e 5 % das operações relativas a um exercício contabilístico. (A AA teria de cobrir mais	Nos métodos de amostragem não estatística, as opções 2 e 3 têm uma melhor relação custo-eficácia.

Opção	Unidade de amostragem da amostra principal	Unidade de subamostragem (se for relevante)	Recomendação a aplicar em métodos de amostragem não estatística e estatística	Outras observações/restrições
			unidades de amostragem para cumprir o requisito da cobertura do nível mínimo de despesas).	
2.	Parceiro de projeto	Fatura/outras elementos de despesa	<i>Amostragem estatística:</i> sim	Trata-se de uma abordagem recomendada no método de amostragem estatística. Pode ser mais onerosa do que a opção 1.
			<i>Amostragem não estatística:</i> sim (O artigo 127.º do RDC exige uma cobertura de, pelo menos, 5 % das operações e 10 % das despesas declaradas).	Trata-se de uma abordagem recomendada no método de amostragem não estatística.  Cumprir notar que, em comparação com outra abordagem com uma boa relação custo-eficácia na amostragem não estatística (ou seja, a opção 3 abaixo), a opção 2 não requer a projeção dos parceiros de projeto para o nível da operação, uma vez que a projeção para a população é realizada diretamente a partir dos parceiros de projeto. No caso dos parceiros de projeto cujas faturas/elementos de despesa não são verificados de forma exaustiva, o erro de um parceiro será calculado com base na projeção dos erros detetados na subamostra de faturas/outras elementos de despesa.
3.	Operação	Parceiro de projeto <sup>55</sup>	<i>Amostragem estatística:</i> a) Nas situações em que existem menos de 30 parceiros de projeto numa operação, esta conceção não se aplica. (Para os métodos estatísticos seria necessária a verificação de todos ou de pelo menos 30 parceiros ao nível da subamostra. Sempre que o número de parceiros seja igual ou inferior a 30, o método conduziria à seleção de todos os parceiros existentes, levando a uma conceção de amostragem de uma só fase.) b) Nas situações em que existem mais de 30 parceiros de projeto: Elevados custos de auditoria para a cobertura de pelo menos 30 parceiros.	Nos métodos de amostragem estatística, as opções 1 e 2 têm uma melhor relação custo-eficácia.
			<i>Amostragem não estatística:</i> sim (O artigo 127.º do RDC exige uma cobertura de, pelo menos, 5 % das operações e 10 % das despesas declaradas).	São duas as opções que podem ser aplicadas na seleção de parceiros de projeto: a) uma seleção aleatória de parceiros de projeto (sem distinguir entre

<sup>55</sup> Esta unidade de subamostragem agrupa por parceiro todos os pedidos de pagamento declarados por um parceiro de projeto no âmbito de uma operação num determinado período de amostragem.

Opção	Unidade de amostragem da amostra principal	Unidade de subamostragem (se for relevante)	Recomendação a aplicar em métodos de amostragem não estatística e estatística	Outras observações/restrições
				<p>parceiro principal e outros parceiros de projeto),  b) verificação, para cada operação selecionada, das despesas declaradas pelo parceiro principal e das despesas declaradas por outros parceiros de projeto selecionados aleatoriamente.</p> <p>A abordagem requer a projeção dos erros dos parceiros de projeto selecionados para o nível da operação (ver opção 2 para outra abordagem com uma boa relação custo-eficácia na amostragem não estatística que não exige a projeção do nível dos parceiros para o nível da operação).</p> <p>Na amostragem não estatística, recomenda-se que a subamostra dos parceiros de projeto cubra, pelo menos, 10 % da despesa da operação.</p>
4.	Operação/Pedido de pagamento agregado	Fatura/outros elementos de despesa	<p><i>Amostragem estatística:</i>  Uma vez que poderia exigir a verificação das despesas incorridas por diferentes parceiros no âmbito de uma operação selecionada (pedido de pagamento agregado), esta configuração não tem uma boa relação custo-eficácia. Requer mais recursos de auditoria do que as opções 1 e 2.</p> <p><i>Amostragem não estatística:</i> geralmente não viável devido aos elevados custos de auditoria</p>	<p>Nos métodos de amostragem estatística, as opções 1 e 2 têm uma melhor relação custo-eficácia.</p> <p>Nos métodos de amostragem não estatística, as opções 2 e 3 têm uma melhor relação custo-eficácia.</p>
5.	Operação	Pedido de pagamento agregado	<p><i>Amostragem estatística:</i>  a) Até 30 pedidos de pagamento agregados, esta conceção exige a verificação de todos os pedidos de pagamento agregados, conduzindo a uma conceção de uma só fase.  b) No caso de mais de 30 pedidos de pagamento: Elevados custos de auditoria para a cobertura de pelo menos 30 pedidos de pagamento agregados.</p> <p><i>Amostragem não estatística:</i> geralmente não viável devido aos elevados custos de auditoria</p>	<p>Nos métodos de amostragem estatística, as opções 1 e 2 têm uma melhor relação custo-eficácia.</p> <p>Nos métodos de amostragem não estatística, as opções 2 e 3 têm uma melhor relação custo-eficácia.</p>
6.	Operação ou pedido de pagamento agregado	Pedido de pagamento de um parceiro de projeto	<p><i>Amostragem estatística:</i>  a) Até 30 pedidos de pagamento agregados de parceiros de projeto individuais, esta conceção exige a verificação de todos os pedidos de pagamento de parceiros de projeto</p>	<p>Nos métodos de amostragem estatística, as opções 1 e 2 têm uma melhor relação custo-eficácia.</p>

Opção	Unidade de amostragem da amostra principal	Unidade de subamostragem (se for relevante)	Recomendação a aplicar em métodos de amostragem não estatística e estatística	Outras observações/restrições
			individuais, conduzindo a uma conceção de amostragem de uma só fase. b) No caso de mais de 30 pedidos de pagamento: Elevados custos de auditoria para a cobertura de pelo menos 30 pedidos de pagamento de parceiros de projeto individuais.	
			<i>Amostragem não estatística:</i> geralmente não viável devido aos elevados custos de auditoria	Nos métodos de amostragem não estatística, as opções 2 e 3 têm uma melhor relação custo-eficácia.

Na prática, no contexto da CTE, os projetos de amostragem em duas fases mais frequentemente utilizados são:

- A utilização de uma operação como unidade de amostragem e de um parceiro de projeto como unidade de subamostragem no caso da amostragem não estatística (ver opção 3 acima),
- A utilização de um pedido de pagamento de um parceiro de projeto individual como unidade de amostragem e de uma fatura/outros elementos de despesa como unidade de subamostragem no caso da amostragem estatística (ver opção 1 acima),

A configuração em que se recorre a um parceiro de projeto como unidade de amostragem e a uma fatura/outros elementos de despesa como unidade de subamostragem (ver opção 2 acima) também é uma abordagem recomendada, que pode apresentar uma boa relação custo-eficácia nos métodos de amostragem tanto estatística como não estatística. Nesse caso, o erro de cada parceiro pode ser calculado com base na projeção dos erros detetados na subamostra de faturas. Os erros dos parceiros serão extrapolados diretamente para o nível da população (sem necessidade de calcular o erro das operações relevantes, uma vez que a operação não constitui a unidade de amostragem nesta configuração).

Deve ser prestada atenção específica à situação em que a AA decida optar por uma operação como unidade de amostragem no âmbito de um método de amostragem estatística. Nessa situação, podem ser aplicadas diferentes unidades de subamostras, como um pedido de pagamento agregado (ver opção 5 acima), um parceiro de projeto (ver opção 3 acima) ou um pedido de pagamento de um parceiro de projeto individual (ver opção 6 acima). No entanto, no quadro de um método de amostragem estatística, é necessário assegurar, pelo menos, 30 observações em cada fase de amostragem, o que pode exigir a verificação de todas as unidades da subamostragem (uma vez que normalmente existem menos de 30 unidades de subamostragem disponíveis).

A exceção prende-se com a seleção da operação como unidade de amostragem e de uma fatura/outros elementos de despesa como unidade de subamostragem (ver opção 4 acima), Neste caso, a subamostra estatística das faturas será selecionada a partir da população de todas as faturas declaradas para a operação no período de amostragem (isto é, abrangendo todos os parceiros de projeto que declararam despesas no período de amostragem). O volume de trabalho de auditoria diminui em grande parte em comparação com a aplicação de outras unidades de subamostragem supramencionadas. No entanto, esta configuração exige geralmente muito mais recursos de auditoria do que no caso da utilização dos parceiros de projeto ou dos pedidos de pagamento de parceiros de projeto como unidades de amostragem com uma subamostra de faturas (ver opções 1 e 2 acima).

#### 6.5.3.2.2 Concessões de três fases

<b>Unidade de amostragem da amostra principal</b>	<b>Unidade de subamostragem</b>	<b>Unidade de amostragem de uma subamostra na fase inferior</b>	<b>Observações</b>
Operação	Parceiro de projeto <sup>56</sup>	Fatura/outros elementos de despesa	Ver opção 3 do quadro acima.
Operação	Pedido de pagamento agregado	Fatura/outros elementos de despesa	Ver opção 5 do quadro acima.
Operação	Pedido de pagamento de um parceiro de projeto individual	Fatura/outros elementos de despesa	Ver opção 6 do quadro acima.
Pedido de pagamento agregado	Pedido de pagamento de um parceiro de projeto individual	Fatura/outros elementos de despesa	Ver opção 6 do quadro acima.

No contexto da CTE, a concessão de três fases aplica-se sobretudo nos métodos de amostragem não estatística em que as operações são selecionadas como unidades de amostragem e os parceiros de projeto como unidade de subamostragem, para o que se procede à verificação de uma seleção aleatória de faturas.

<sup>56</sup> Esta unidade de subamostragem agrupa por parceiro todos os pedidos de pagamento declarados por um parceiro de projeto no âmbito de uma operação num determinado período de amostragem.

6.5.3.3 *Uma abordagem possível na amostragem em duas fases (operação como unidade de amostragem e subamostra de parceiros de projeto, em que são selecionados o parceiro principal e uma amostra de parceiros de projeto)*

#### 6.5.3.3.1 Conceção da amostragem

Tomemos como exemplo um caso em que a AA decidiu que, para as operações selecionadas, a auditoria do parceiro principal deve ser sempre realizada abrangendo tanto as suas próprias despesas como o processo de agregação dos pedidos de pagamento dos parceiros de projeto. Caso o número de parceiros de projeto não permita uma auditoria a todos eles, deve selecionar-se uma amostra aleatória. Assim, a AA optou pela estratificação ao nível da unidade de amostragem da amostra principal, com a separação de um estrato de despesas declaradas pelo parceiro principal e um estrato de despesas declaradas por outros parceiros de projeto. A dimensão da amostra combinada do parceiro principal e dos parceiros de projeto deve ser suficiente para permitir à AA retirar conclusões válidas.

Nesses casos, a projeção dos erros para a população (ou para a operação correspondente) deve ter em consideração que o parceiro principal foi auditado, enquanto os parceiros de projeto foram auditados através da amostragem.

A seguinte metodologia, aplicada pela AA no presente exemplo, pressupõe:

- A utilização de uma conceção de amostragem não estatística;
- Uma conceção de duas fases, em que o primeiro nível é a seleção das operações e o segundo nível a seleção de uma amostra de parceiros no âmbito de cada operação<sup>57</sup>;
- A seleção de todas as unidades (operações, parceiros) com iguais probabilidades (são aceitáveis outros métodos de amostragem);
- o parceiro principal é sempre selecionado em cada operação;
- a seleção de uma amostra de parceiros de projeto a partir da lista de parceiros.

Em primeiro lugar, cabe reconhecer que, na primeira fase de seleção (operações), a conceção deve seguir um dos métodos propostos anteriormente. No âmbito de cada operação, a estratégia corresponde formalmente a uma conceção estratificada com dois estratos:

- O primeiro estrato corresponde ao parceiro principal e é constituído apenas por uma unidade da população que deve sempre ser selecionada na amostra. Na prática, este estrato deve ser tratado como um estrato exaustivo semelhante ao estrato de valores elevados;

---

<sup>57</sup> É igualmente possível subamostrar os pedidos de pagamentos ou outras unidades dos parceiros selecionados, caso as amostras sejam demasiado amplas para serem observadas de forma exaustiva.

- O segundo estrato corresponde ao conjunto dos parceiros de projeto e é observado através de amostragem.

Para uma operação específica,  $i$ , na amostra, o erro projetado para o estrato exaustivo (correspondente ao parceiro principal) é:

$$EE_e = E_{LP}$$

em que  $E_{LP}$  é o montante do erro detetado nas despesas do parceiro principal. Por outras palavras, o erro projetado do estrato exaustivo é simplesmente o montante do erro detetado no parceiro principal.

Cumprir ter em atenção que não é obrigatório auditar na íntegra o parceiro principal; A subamostragem das despesas do parceiro principal será uma opção se incluir um elevado número de pedidos de pagamento (ou outras subunidades). Se for esse o caso, tem de se utilizar a subamostra de pedidos de pagamento (ou outras subunidades) para projetar o montante do erro do parceiro principal.

Caso seja utilizada uma subamostra, e assumindo novamente uma seleção com base em probabilidades iguais e estimativa do rácio<sup>58</sup>, o erro projetado do parceiro principal será:

$$EE_{LP} = BV_{LP} \frac{\sum_{j=1}^{n_{LP}} E_j}{\sum_{j=1}^{n_{LP}} BV_j}$$

em que  $BV_{LP}$  é a despesa do parceiro principal e  $n_{LP}$  a dimensão da amostra das subunidades auditadas relativas a esse parceiro.

No que se refere ao estrato que inclui os outros parceiros de projeto, o erro deve ser projetado tendo em consideração que apenas foi observada uma amostra desses parceiros.

Uma vez mais, se os parceiros foram selecionados com igual probabilidade e assumindo a estimativa do rácio, o erro projetado é

$$EE_{PP} = BV_{PP} \frac{\sum_{i=1}^{n_{s,PP}} E_i}{\sum_{i=1}^{n_{s,PP}} BV_i}$$

em que  $BV_{PP}$  é a despesa do conjunto de parceiros de projeto e  $n_{s,PP}$  a dimensão da amostra no estrato dos parceiros de projeto.

---

<sup>58</sup> Cumprir notar que esta fórmula deve ser adaptada ao processo específico de seleção e extrapolação selecionado em cada caso. Não sobrecarregaremos o leitor com o que deve ser tido em consideração nestas opções amplamente debatidas nas secções anteriores.

Este erro projetado é igual à taxa de erro na amostra dos parceiros de projeto, multiplicada pela despesa da população do estrato.

Cumpra notar que, nos casos em que os parceiros de projeto selecionados para a amostra não são auditados na íntegra, mas apenas através de uma subamostra de pedidos de pagamentos (ou outras unidades), os erros  $E_i$  devem ser projetados, conforme explicado para o parceiro principal.

O erro total projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE_i = EE_{LP} + EE_{PP}$$

Este procedimento de projeção deve ser seguido para cada operação incluída na amostra a fim de obter os erros projetados para cada operação ( $EE_i, i = 1, \dots, n$ ). Uma vez calculados os erros projetados de todas as operações incluídas na amostra, a projeção para a população é direta, recorrendo-se às metodologias adequadas apresentadas nas secções anteriores.

O erro projetado (e o limite superior de erro no caso de uma conceção estatística) é finalmente comparado com o erro máximo admissível (margem do limiar de materialidade multiplicada pela despesa da população) para concluir se existe ou não erro material na população.

#### 6.5.3.3.2 Exemplo

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado período de referência para operações no âmbito de programas de Cooperação Territorial Europeia (CTE). Uma vez que os sistemas de gestão e controlo não são comuns a todos os Estados-Membros envolvidos, não é possível agrupá-los. Além disso, uma vez que o número de operações é significativamente reduzido (apenas 47) e para cada operação existe mais do que um parceiro de projeto (o parceiro principal e pelo menos um outro parceiro de projeto), existindo ainda algumas operações com valores contabilísticos extremamente elevados, a AA decidiu utilizar um método de amostragem não estatística com estratificação das operações de valor elevado. A AA decidiu identificar essas operações definindo o valor-limite como 3 % do valor contabilístico total.

O quadro seguinte resume as informações disponíveis sobre a população.

Despesas declaradas (DE) no período de referência	113 300 285 EUR
Dimensão da população (operações)	47

Nível de materialidade (máximo 2 %)	2 %
Distorção admissível (TE)	2 266 006 EUR
Valor-limite (3% do valor contabilístico total)	3 399 009 EUR

Estes projetos serão excluídos da amostragem e serão tratados separadamente. O valor total destes projetos é de 4 411 965 EUR. O montante do erro encontrado nestas quatro operações ascende a

$$EE_e = 80,328.$$

O quadro seguinte sintetiza estes resultados:

Número de unidades acima do valor-limite	1
Valor contabilístico da população acima do valor-limite	4 411 965 EUR
Montante do erro encontrado nas operações com um valor contabilístico superior ao valor-limite	80 328 EUR
Dimensão da população remanescente (número de operações)	46
Valor da população remanescente	108 888 320 EUR

A AA considera que o sistema de gestão e controlo «*no essencial, não funciona*», decidindo, por conseguinte, seleccionar uma dimensão da amostra de 20 % da população de operações. Ou seja,  $20\% \times 47 = 9,4$  arredondado por excesso para 10. Devido à reduzida variabilidade nas despesas para esta população, o auditor decide constituir uma amostra da população recorrendo a probabilidades iguais. Embora com base em probabilidades iguais, é expectável que esta amostra resulte numa cobertura de, pelo menos, 20 % da despesa da população devido à elevada cobertura do estrato de valor elevado.

É igualmente constituída aleatoriamente uma amostra de 9 operações (10 menos a operação de valor elevado). Foram auditados 100% das despesas do parceiro principal. Foram detetados dois erros.

Identificação da operação	Despesas do parceiro principal		
	Valor contabilístico	Valor contabilístico	Montante do erro
864	890 563 EUR	890 563 EUR	0 EUR
12 895	1 278 327 EUR	1 278 327 EUR	0 EUR
6724	658 748 EUR	658 748 EUR	5 274 EUR
763	234 739 EUR	234 739 EUR	20 327 EUR

65	987 329 EUR	987 329 EUR	0 EUR
3	1 045 698 EUR	1 045 698 EUR	0 EUR
65	895 398 EUR	895 398 EUR	0 EUR
567	444 584 EUR	444 584 EUR	0 EUR
24	678 927 EUR	678 927 EUR	0 EUR
Total	<b>7 114 313 EUR</b>		

Em relação às despesas apresentadas pelos restantes parceiros de projeto, a AA decide, para cada operação, selecionar aleatoriamente um parceiro de projeto para ser auditado de forma exaustiva.

Identificação da operação	Despesas dos parceiros de projeto				
	N.º de parceiros de projeto	Valor contabilístico (para todos os parceiros de projeto do estrato de valor reduzido)	Despesa auditada	Montante do erro	Erro projetado
864	1	234 567 EUR	37 147 EUR	0 EUR	0 EUR
12 895	1	834 459 EUR	164 152 EUR	0 EUR	0 EUR
6724	1	766 567 EUR	152 024 EUR	23 EUR	116 EUR
763	1	666 578 EUR	83 384 EUR	0 EUR	0 EUR
65	1	245 538 EUR	56 318 EUR	127 EUR	554 EUR
3	1	344 765 EUR	101 258 EUR	0 EUR	0 EUR
65	1	678 927 EUR	97 656 EUR	0 EUR	0 EUR
567	1	1 023 346 EUR	213 216 EUR	1 264 EUR	6 067 EUR
24	1	789 491 EUR	137 311 EUR	0 EUR	0 EUR
Total		<b>5 584 238 EUR</b>			

A AA projeta o erro para cada operação recorrendo à estimativa do rácio. Por exemplo, o erro projetado da operação com a identificação 65 é dado pela margem de erro da amostra ( $127/56\,318 \times 100\% = 0,23\%$ ) multiplicada pelo valor contabilístico dos parceiros de projeto da operação ( $0,23\% \times 245\,538 \text{ EUR} = 554 \text{ EUR}$ ).

Para cada operação incluída na amostra, o erro projetado é igual ao erro projetado para os parceiros de projeto acrescido do erro observado no parceiro principal.

Identificação da operação	Valor contabilístico total	Erro projetado (parceiro principal)	Erro projetado (outros parceiros de projeto)	Total do erro projetado por operação
864	1 125 130 EUR	0 EUR	0 EUR	0 EUR
12 895	2 112 786 EUR	0 EUR	0 EUR	0 EUR
6724	1 425 315 EUR	5 274 EUR	116 EUR	5 390 EUR
763	901 317 EUR	20 327 EUR	0 EUR	20 327 EUR
65	1 232 867 EUR	0 EUR	554 EUR	554 EUR
3	1 390 463 EUR	0 EUR	0 EUR	0 EUR
65	1 574 325 EUR	0 EUR	0 EUR	0 EUR
567	1 467 930 EUR	0 EUR	6 067 EUR	6 067 EUR
24	1 468 418 EUR	0 EUR	0 EUR	0 EUR
Total	12 698 551 EUR			32 338 EUR

O erro projetado para a totalidade do estrato de valor reduzido é dado pela soma dos erros projetados por operação (32 338 EUR) dividida pelo valor contabilístico total das operações incluídas na amostra, 7 114 313 EUR + 5 584 238 EUR = 12 698 551 EUR, o que leva a uma margem de erro da amostra ao nível do estrato de valor reduzido de 0,25 %. Mais uma vez, recorrendo ao método de estimativa do rácio, esta margem de erro da amostra aplicada ao valor contabilístico do estrato de valor reduzido, 108 888 320 EUR, dá o erro projetado ao nível do estrato de valor reduzido, 277 294 EUR.

Somando o erro projetado dos estratos de valor elevado e reduzido, a AA obtém o erro total projetado.

$$EE = EE_e + EE_s = 80,328 + 277,294 = 357,622\text{€}$$

Por último, o erro projetado será comparado com o limite de materialidade (2 266 006 EUR), como habitualmente, conduzindo à conclusão de que o erro projetado está abaixo do limiar de materialidade.

## 7 Temas selecionados

### 7.1 Como determinar o erro esperado

Pode definir-se o erro esperado como o montante do erro que o auditor espera encontrar na população. Os fatores relevantes para o auditor ponderar o erro esperado incluem os resultados dos testes de controlos, os resultados dos procedimentos de auditoria aplicáveis no período anterior e os resultados de outros procedimentos substantivos. Deve ter-se em conta que quanto mais o erro esperado diferir do erro real, maior será o risco de alcançar resultados inconclusivos após a realização da auditoria ( $EE < 2\%$  e  $ULE > 2\%$ ).

Para definir o valor do erro esperado, o auditor deve tomar em consideração:

1. Se o auditor dispuser de informações sobre as margens de erro de anos anteriores, o erro esperado deve, em princípio, basear-se no erro projetado obtido no ano anterior; todavia, se o auditor tiver recebido informações acerca de alterações na qualidade dos sistemas de controlo, essas informações podem ser utilizadas para reduzir ou aumentar o erro esperado. Por exemplo, se no ano anterior a margem de erro projetada era  $0,7\%$  e não houver informações adicionais, este valor pode ser equiparado à margem de erro esperada. Se, contudo, o auditor tiver recebido provas relativas à melhoria dos sistemas, que o tenham convencido com razoabilidade de que a margem de erro no ano em curso será inferior, essas informações podem ser utilizadas para reduzir o erro esperado para um valor inferior de, por exemplo,  $0,4\%$ .
2. Se não existirem informações históricas acerca das margens de erro, o auditor pode utilizar uma amostra preliminar/piloto a fim de obter uma estimativa inicial da margem de erro da população. A margem de erro esperada é considerada igual ao erro projetado desta amostra preliminar. Se já estiver a ser selecionada uma amostra preliminar a fim de calcular os desvios-padrão necessários para resolver as fórmulas para a dimensão da amostra, esta mesma amostra preliminar pode ser também utilizada para calcular uma projeção inicial da margem de erro e, por conseguinte, do erro esperado.
3. Se não existirem informações históricas para produzir um erro esperado e não for possível utilizar uma amostra preliminar devido a restrições incontroláveis, o auditor deve definir um valor para o erro esperado com base na experiência e critérios profissionais. O valor deve refletir principalmente a expectativa do auditor relativamente ao nível real de erro na população.

Em suma, o auditor deve utilizar dados históricos, dados complementares, critérios profissionais ou uma combinação destes para escolher um valor tão realista quanto possível para o erro esperado.

Um erro esperado baseado em dados quantitativos objetivos é normalmente mais rigoroso e evita a realização de trabalho adicional caso os resultados da auditoria sejam

inconclusivos. Por exemplo, se o auditor fixar um erro esperado de 10 % da materialidade, ou seja, 0,2 % da despesa, e no final da auditoria obtiver um erro projetado de 1,5 %, os resultados serão, muito provavelmente, inconclusivos, uma vez que o limite superior de erro será superior ao nível de materialidade. Para evitar estas situações, o auditor deve utilizar como erro esperado, em exercícios de amostragem futuros, a medida mais realista possível do erro real na população.

Pode surgir uma situação especial nos casos em que a margem de erro esperada se encontre próxima de 2 % (ver Figura 6). Por exemplo, se o erro esperado for 1,9 % e o grau de confiança for elevado (por exemplo, 90 %) pode acontecer que a dimensão da amostra resultante seja extremamente grande e dificilmente alcançável. Este fenómeno é comum a todos os métodos de amostragem e ocorre quando a precisão prevista é muito pequena (0,1 % no exemplo)<sup>59</sup>. Uma possibilidade aconselhável, nesta situação, é dividir a população em duas subpopulações diferentes nas quais o auditor preveja encontrar diferentes níveis de erro. Se for possível identificar uma subpopulação com erro esperado de 2 % e outra subpopulação para a qual o erro esperado seja superior a 2 %, o auditor pode planear com segurança duas amostras diferentes para estas subpopulações, sem o risco de obter amostras de dimensão demasiado elevada.

Finalmente, a autoridade de auditoria deve planear o seu trabalho de auditoria para alcançar precisão suficiente do MLE, mesmo nos casos em que o erro esperado seja muito superior à materialidade (ou seja, igual ou superior a 4,0 %). Neste caso, é aconselhável calcular as fórmulas da dimensão da amostra com um erro esperado que resulte numa precisão máxima prevista de 2,0 %, isto é, imputando o erro esperado como sendo igual a 4,0 % (ver Figura 6).

Sempre que os dados históricos sobre as auditorias das operações e, possivelmente, os resultados da auditoria dos sistemas conduzam a uma margem de erro esperado muito baixa, o auditor pode decidir utilizar esses dados históricos ou qualquer erro mais elevado como erro esperado, de modo a ser prudente relativamente à precisão real (por exemplo, no caso de a margem de erro real ser superior à prevista).

---

<sup>59</sup> Cabe recordar que a precisão prevista depende do erro esperado, isto é, igual à diferença entre o erro máximo admissível e o erro esperado.

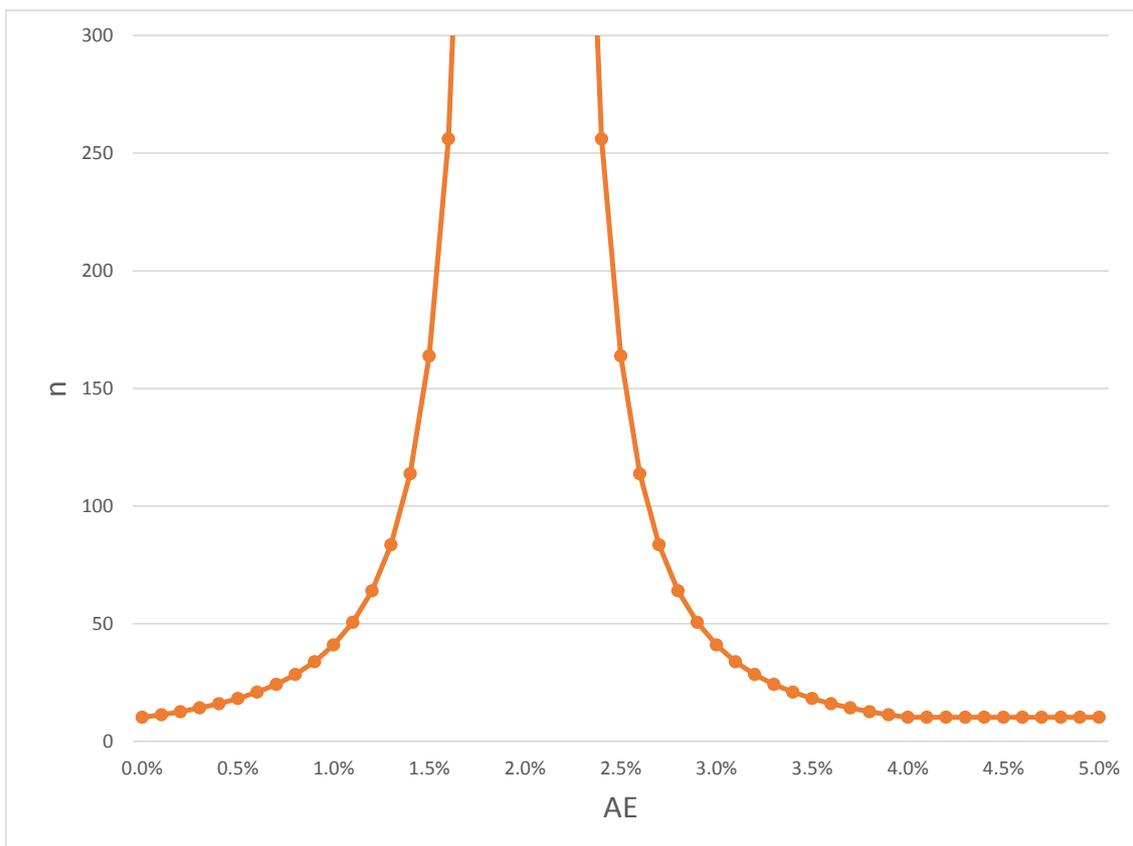


Figura 6 A dimensão da amostra como função do erro esperado

## 7.2 Amostragem adicional

### 7.2.1 Amostragem complementar (devido a cobertura insuficiente de áreas de risco elevado)

No que se refere ao período de programação 2007-2013, o artigo 17.º, n.º 5, do Regulamento (CE) n.º 1828/2006 da Comissão (para o FEDER, o FC e o FSE) e o artigo 43.º, n.º 5, do Regulamento (CE) n.º 498/2007 da Comissão (para o FEP) fazem referência à amostragem complementar.

Existe uma disposição semelhante no que respeita ao período de programação 2014-2020, constante do artigo 28.º, n.º 12, do Regulamento (UE) n.º 480/2014: «*Sempre que se detetem ou haja um risco de se detetarem irregularidades, a autoridade de auditoria decide com base em critérios profissionais se é necessário controlar uma amostra complementar de outras operações ou partes de operações que não foram auditadas na amostra aleatória, de modo a ter em conta fatores de risco específicos identificados.*»

A garantia da auditoria deve ter por base o trabalho da AA relativo às auditorias dos sistemas, bem como às auditorias das operações e quaisquer auditorias complementares

que a AA considere necessárias com base na sua avaliação de risco, tendo em conta o trabalho de auditoria realizado durante o período de programação.

Os resultados da amostragem estatística aleatória devem ser avaliados face aos resultados da análise de risco de cada programa. Caso seja possível concluir a partir desta comparação que a amostra estatística aleatória não aborda algumas áreas de risco elevado, a amostra deve ser completada com uma seleção adicional de operações, ou seja, uma amostra complementar.

A autoridade de auditoria deve efetuar esta avaliação regularmente durante o período de implementação.

Neste quadro, os resultados das auditorias que abrangem a amostra complementar são analisados separadamente dos resultados relativos à amostra estatística aleatória. Em particular, os erros detetados na amostra complementar não são tidos em consideração para calcular a margem de erro que resulta da auditoria da amostra estatística aleatória. Contudo, deve ser igualmente efetuada uma análise detalhada dos erros identificados na amostra complementar, a fim de identificar a natureza dos erros e formular recomendações para os corrigir.

Os resultados da amostra complementar devem ser comunicados à Comissão no Relatório Anual de Controlo imediatamente após a auditoria de uma amostra complementar

### ***7.2.2 Amostragem adicional (devido a resultados inconclusivos da auditoria)***

Sempre que os resultados da auditoria sejam inconclusivos e, depois de considerar as possibilidades enunciadas na secção 7.7, seja necessário trabalho adicional (normalmente nos casos em que o erro projetado é inferior à materialidade, mas o limite superior é mais elevado), uma das opções possíveis é selecionar uma amostra adicional. Para tal, o erro projetado produzido a partir da amostra original deve ser substituído nas fórmulas para determinar a dimensão da amostra em vez do erro esperado (com efeito, o erro projetado é, nesse momento, a melhor estimativa do erro na população). Deste modo, pode calcular-se uma nova dimensão da amostra com base nas novas informações resultantes da amostra original. A dimensão da amostra adicional necessária pode ser obtida subtraindo a dimensão da amostra original à nova dimensão da amostra. Finalmente, pode selecionar-se uma nova amostra (utilizando o mesmo método que para a amostra original), as duas amostras são agrupadas e os resultados (erro projetado e precisão) devem ser recalculados utilizando dados da amostra final agrupada.

Considere-se que uma amostra original com uma dimensão igual a 60 operações produziu uma margem de erro projetada de 1,5 %, com uma precisão de 0,9 %.

Consequentemente, o limite superior para a margem de erro é  $1,5+0,9=2,4$  %. Nesta situação, temos uma margem de erro projetada inferior ao nível de materialidade de 2 %, mas um limite superior que é mais elevado. Consequentemente, o auditor encontra-se perante uma situação em que é necessário trabalho adicional para chegar a uma conclusão (ver secção 4.12). Entre as alternativas, pode optar-se por realizar testes adicionais através de amostragem adicional. Se for essa a opção, a margem de erro projetada de 1,5 % deve ser inserida na fórmula para determinar a dimensão da amostra em vez do erro esperado, levando a que se recalcule a dimensão da amostra, o que produziria neste exemplo uma nova dimensão da amostra de  $n=78$ . Como a amostra original tinha uma dimensão de 60 operações, este valor deve ser subtraído à nova dimensão da amostra, resultando em  $78-60=18$  novas observações. Portanto, deve ser agora selecionada uma amostra adicional de 18 operações a partir da população, utilizando o mesmo método que para a amostra original (p. ex. MUS). Após esta seleção, as duas amostras são agrupadas e formam uma nova amostra completa de  $60+18=78$  operações. Esta amostra global será finalmente utilizada para recalcular o erro projetado e a precisão da projeção através das fórmulas habituais.

### **7.3 Amostragem realizada durante o ano**

#### **7.3.1 Introdução**

A autoridade de auditoria pode decidir executar o processo de amostragem em vários períodos durante o ano (normalmente dois semestres). Esta abordagem não deve ser utilizada com o objetivo de reduzir a dimensão global da amostra. Em geral, a soma das dimensões das amostras para os vários períodos de observação será superior à dimensão da amostra que seria obtida através da realização de amostragem num único período no final do ano. Todavia, se os cálculos se basearem em pressupostos realistas, normalmente a soma das dimensões parciais da amostra não será drasticamente superior à produzida numa única observação. A grande vantagem desta abordagem não se prende com a redução da dimensão da amostra, mas principalmente com o facto de permitir a distribuição do volume de trabalho de auditoria ao longo do ano, o que reduz o volume de trabalho que teria de ser realizado no final do ano com base numa única observação.

Esta abordagem exige que, no primeiro período de observação, sejam assumidos alguns pressupostos relativamente aos períodos de observação subsequentes (regra geral o semestre seguinte). Por exemplo, o auditor pode necessitar de produzir uma estimativa da despesa total que espera encontrar na população no semestre seguinte. Isto significa que a aplicação deste método não é isenta de risco, devido a possíveis incorreções nos pressupostos relacionados com os períodos seguintes. Se as características da população nos períodos seguintes forem significativamente diferentes dos pressupostos, a

dimensão da amostra para o período seguinte pode ter de ser aumentada e a dimensão global da amostra (incluindo todos os períodos) pode ser superior à esperada e planeada.

O capítulo 6 das presentes orientações apresenta as fórmulas específicas e diretrizes pormenorizadas para a aplicação da amostragem em dois períodos de observação num ano. Importa notar que a presente abordagem pode ser seguida com qualquer método de amostragem que tenha sido escolhido pelo auditor, incluindo uma eventual estratificação. É igualmente aceitável tratar os vários períodos do ano como populações diferentes a partir das quais são previstas e extraídas diferentes amostras<sup>60</sup>. Tal não acontece nos métodos propostos no capítulo 6, uma vez que a sua aplicação é direta, utilizando as fórmulas padrão para os vários métodos de amostragem. Com esta abordagem, o único trabalho adicional consiste em somar os erros projetados parciais no final do ano.

A autoridade de auditoria deve procurar utilizar o mesmo método de amostragem para um dado ano de referência. A utilização de diferentes métodos de amostragem no mesmo ano de referência não é aconselhável, uma vez que resultaria em fórmulas mais complexas para extrapolar o erro para esse ano. Nomeadamente, podem ser realizadas medições da precisão global, desde que tenha sido aplicada uma amostragem estatística no mesmo ano de referência. Contudo, estas fórmulas mais complexas não constam do presente documento. Por conseguinte, se a autoridade de auditoria utilizar diferentes métodos de amostragem no mesmo ano, deve procurar as competências especializadas adequadas a fim de obter o cálculo correto da margem de erro projetada.

No caso de a AA decidir utilizar conceções de amostragem de três ou quatro períodos, consultar o apêndice 2, onde são apresentadas as fórmulas relevantes.

### **7.3.2 Notas suplementares sobre a amostragem com vários períodos**

#### **7.3.2.1 Apresentação**

As metodologias anteriormente propostas para a amostragem de dois ou vários períodos começam sempre com o cálculo da dimensão da amostra global (para todo o ano), que posteriormente é atribuída aos vários períodos.

Por exemplo, na MUS com dois períodos, começa-se por calcular a dimensão da amostra

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

---

<sup>60</sup> Isto resultará, evidentemente, em dimensões de amostra maiores do que as oferecidas pela abordagem apresentada no capítulo 6.

e atribuí-la aos dois períodos através de

$$n_1 = \frac{BV_1}{BV} n$$

e de

$$n_2 = \frac{BV_2}{BV} n$$

O cálculo e a atribuição da dimensão da amostra dependem de determinados pressupostos relativos aos parâmetros da população (despesas, desvios-padrão, etc.) que só serão conhecidos no final do período de auditoria seguinte.

Por isso, no final do semestre seguinte, poderá ser necessário recalculá-la a dimensão da amostra caso os pressupostos se afastem significativamente dos parâmetros conhecidos da população. Assim, tem sido recomendado que se recalcule a dimensão da amostra para o segundo semestre utilizando

$$n_2 = \frac{(z \times BV_2 \times \sigma_{r2})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{BV_1^2}{n_1} \times s_{r1}^2}$$

Esta abordagem recomendada não exclui o uso de outras abordagens para recalculá-la a dimensão da amostra que possam continuar a ser adequadas para garantir a precisão necessária no final do ano de programação. Com efeito, a abordagem sugerida foi desenvolvida para evitar a necessidade de recalculá-la a dimensão da amostra no primeiro período (já auditado) e, conseqüentemente, evitar a necessidade de selecionar uma amostra adicional para esse período. No entanto, se essa for uma opção aconselhável para a AA<sup>61</sup>, é possível recalculá-la a dimensão da amostra global (após a auditoria da amostra do primeiro período) e a atribuição proporcional pelo período repartindo a correção entre as amostras do primeiro e segundo períodos.

Uma das abordagens possíveis para esse efeito passaria por proceder da seguinte forma. Após a auditoria da amostra do primeiro período, a dimensão da amostra global é recalculada utilizando

$$n' = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

---

<sup>61</sup> Esta estratégia alternativa pode ser utilizada como meio para evitar que as correções da dimensão da amostra, devidas a uma previsão original incorreta dos parâmetros da população, se concentrem totalmente no último período da auditoria.

em que  $\sigma_{rw}^2$  é uma média ponderada das variâncias das margens de erro em cada semestre, sendo o peso para cada semestre igual ao rácio entre o valor contabilístico do semestre ( $BV_t$ ) e o valor contabilístico para toda a população ( $BV$ ).

$$\sigma_w^2 = \frac{BV_1}{BV} s_{r1}^2 + \frac{BV_2}{BV} \sigma_{r2}^2$$

Note-se que, neste cálculo, a variância  $s_{r1}^2$  já podia ser obtida a partir da amostra do primeiro semestre (já auditada), enquanto  $\sigma_{r2}^2$  é uma mera aproximação da variância das margens de erro do segundo semestre, tendo por base, como é habitual, dados históricos, uma amostra preliminar ou simplesmente os critérios profissionais do auditor.

O valor contabilístico da população ( $BV$ ) utilizado nesta fórmula também pode ser diferente do utilizado no primeiro período. De facto, se o novo cálculo for efetuado no final do segundo período, a despesa correta de ambos os semestres será corretamente conhecida. No primeiro semestre, apenas o valor contabilístico do primeiro período era conhecido e o valor contabilístico do segundo semestre tinha por base uma previsão efetuada pelo auditor.

Depois de recalcular a dimensão da amostra para todo o ano, esta deve ser reatribuída a ambos os semestres segundo a abordagem habitual

$$n'_1 = \frac{BV_1}{BV} n'$$

e

$$n'_2 = \frac{BV_2}{BV} n'$$

Além disso, o saldo desta atribuição pode diferir do original, devido ao facto de o  $BV_2$  agora ser conhecido e não constituir uma mera previsão.

Por fim, é selecionada e auditada uma amostra de dimensão  $n'_2$  das despesas do segundo período. Além disso, se a nova dimensão da amostra recalculada  $n'_1$  for superior à originalmente prevista  $n_1$ , será preciso selecionar e auditar uma amostra adicional da despesa do primeiro semestre, de dimensão  $n'_1 - n_1$ . Esta amostra adicional será ligada à amostra originalmente selecionada do primeiro período e utilizada para fins de projeção com recurso à metodologia geral proposta na secção 7.2.2.

### 7.3.2.2 Exemplo

A fim de antecipar o volume de trabalho de auditoria que normalmente se concentra no final do ano de auditoria, a AA decidiu repartir o trabalho de auditoria por dois períodos. No final do primeiro semestre, a AA considerou a população dividida em

dois grupos correspondentes a cada um dos dois semestres. No final do primeiro semestre, as características da população são as seguintes:

Despesas declaradas no final do primeiro semestre	1 827 930 259 EUR
Dimensão da população (operações - primeiro semestre)	2344

Com base em experiências anteriores, a AA sabe que, habitualmente, todas as operações incluídas nos programas no final do período de referência já se encontram ativas na população do primeiro semestre. Além disso, é expectável que as despesas declaradas no final do primeiro semestre representem cerca de 35 % do total da despesa declarada no final do período de referência. Com base nestes pressupostos, apresenta-se um resumo da população no quadro seguinte:

Despesas declaradas (DE) no final do primeiro semestre	1 827 930 259 EUR
Despesas declaradas (DE) no final do segundo semestre (previstas) 1 827 930 259 EUR/0,35-1 827 930 259 EUR) = 3 394 727 624 EUR)	3 394 727 624 EUR
Despesa total prevista para o ano	5 222 657 883 EUR
Dimensão da população (operações – primeiro semestre)	2.344
Dimensão da população (operações – segundo semestre, previstas)	2.344

A AA decidiu aplicar uma conceção de amostragem da MUS padrão, dividindo as despesas declaradas de acordo com o semestre em que foram apresentadas. Para o primeiro período, a dimensão global da amostra (para o conjunto de dois semestres) é calculada da seguinte forma:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_{rw}^2$  é uma média ponderada das variâncias das margens de erro em cada semestre, sendo a ponderação para cada semestre igual ao rácio entre o valor contabilístico do semestre ( $BV_t$ ) e o valor contabilístico para toda a população ( $BV$ ):

$$\sigma_{rw}^2 = \frac{BV_1}{BV} \sigma_{r1}^2 + \frac{BV_2}{BV} \sigma_{r2}^2$$

e  $\sigma_{rt}^2$  é a variância das margens de erro em cada semestre. A variância das margens de erro é calculada para cada semestre do seguinte modo:

$$\sigma_{rt}^2 = \frac{1}{n_t^p - 1} \sum_{i=1}^{n_t^p} (r_{ti} - \bar{r}_t)^2, t = 1, 2, \dots, T$$

Uma vez que as variâncias são desconhecidas, a AA decidiu recolher uma amostra preliminar de 20 operações no final do primeiro semestre do ano em curso. O desvio-padrão das margens de erro da amostra nesta amostra preliminar do primeiro semestre é 0,12. Com base em critérios profissionais e tendo conhecimento de que, regra geral, a despesa no segundo semestre é superior à do primeiro semestre, a AA fez uma previsão preliminar do desvio-padrão das margens de erro para o segundo semestre, sendo este 110 % superior ao do primeiro semestre, ou seja, 0,25. Portanto, a média ponderada das variâncias das margens de erro é:

$$\sigma_{rw}^2 = \frac{1,827,930,259}{1,827,930,259 + 3,394,727,624} \times 0.12^2 + \frac{3,394,727,624}{1,827,930,259 + 3,394,727,624} \times 0.25^2 = 0.0457$$

No primeiro semestre, a AA, atendendo ao nível de funcionamento do sistema de gestão e controlo, considera adequado um grau de confiança de 60 %. A dimensão global da amostra para todo o ano é:

$$n = \left( \frac{0.842 \times (1,827,930,259 + 3,394,727,624) \times \sqrt{0.0457}}{104,453,158 - 20,890,632} \right)^2 \approx 127$$

em que  $z$  é 0,842 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 60 %),  $TE$ , o erro admissível, é de 2 % (nível máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento) do valor contabilístico. O valor contabilístico total inclui o valor contabilístico real no final do primeiro semestre e o valor contabilístico previsto para o segundo semestre de 3 394 727 624 EUR, o que significa que o erro admissível é 2 % x 5 222 657 883 EUR = 104,453,158 EUR. A auditoria do ano anterior projetou uma margem de erro de 0,4 %. Assim  $AE$ , o erro esperado é 0,4 % x 5 222 657 883 EUR = 20 890 632 EUR.

A distribuição da amostra por semestre é a seguinte:

$$n_1 = \frac{BV_1}{BV_1 + BV_2} = \frac{1,827,930,259}{1,827,930,259 + 3,394,727,624} \times 127 \approx 45$$

e

$$n_2 = n - n_1 = 82$$

No final do segundo semestre, estão disponíveis mais informações, nomeadamente, a despesa total das operações ativas no segundo semestre é corretamente conhecida, a variância das margens de erro da amostra  $s_{r1}$  calculada a partir da amostra do primeiro

semestre já poderá estar disponível e o desvio-padrão das margens de erro para o segundo semestre  $\sigma_{r2}$  pode agora ser avaliado com mais exatidão através da utilização de uma amostra preliminar de dados reais.

A AA verifica que o pressuposto adotado no final do primeiro semestre relativo à despesa total, 3 394 727 624 EUR, sobrestima o valor real de 2 961 930 008 EUR. Existem igualmente dois parâmetros adicionais para os quais devem ser utilizados valores atualizados.

Em primeiro lugar, a estimativa do desvio padrão das margens de erro baseada na amostra do primeiro semestre de 45 operações produziu uma estimativa de 0,085. Este novo valor deve agora ser utilizado para reavaliar a dimensão prevista da amostra. Além disso, uma amostra preliminar de 20 operações nas populações do segundo semestre produziu uma estimativa preliminar do desvio padrão das margens de erro de 0,32, longe do valor inicial de 0,25. Os valores atualizados do desvio-padrão das margens de erro para ambos os semestres estão distantes das estimativas iniciais. Consequentemente, a amostra para o segundo semestre deve ser revista.

<b>Parâmetro</b>	<b>Previsão realizada no primeiro semestre</b>	<b>Final do segundo semestre</b>
Desvio-padrão das margens de erro no primeiro semestre	0,12	0,085
Desvio-padrão das margens de erro no segundo semestre	0,25	0,32
Despesa total no segundo semestre	3 394 727 624 EUR	2 961 930 008 EUR

A abordagem padrão para recalcular a dimensão da amostra (ver secção 6.3.3.7) consistiria em recalcular a dimensão da amostra para o segundo semestre com base nos parâmetros da população atualizados. No entanto, a AA decide seguir a abordagem alternativa, com base no novo cálculo da dimensão da amostra global e na reatribuição entre os dois semestres. A dimensão da amostra global recalculada é:

$$n' = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_{rw}}{TE - AE} \right)^2,$$

em que  $\sigma_{rw}^2$  foi definido anteriormente, mas tem por base valores totalmente conhecidos  $BV_1$ ,  $BV_2$  e  $BV$  e a variância  $s_{r1}^2$  foram obtidos a partir da amostra do primeiro semestre (já auditada), enquanto  $\sigma_{r2}^2$  é uma mera aproximação da variância das margens de erro do segundo semestre com base numa amostra preliminar da população do segundo semestre:

$$\sigma_{rw}^2 = \frac{BV_1}{BV} s_{r1}^2 + \frac{BV_2}{BV} \sigma_{r2}^2.$$

Por conseguinte,

$$\sigma_{rw}^2 = \frac{1,827,930,259}{4,789,860,267} \times 0.085^2 + \frac{2,961,930,008}{4,789,860,267} 0.32^2 = 0.066,$$

e

$$n' = \left( \frac{0.842 \times 4,789,860,267 \times 0.2571}{95,797,205 - 19,159,441} \right)^2 \approx 183.$$

Depois de recalcular a dimensão da amostra para todo o ano, esta deve ser reatribuída a ambos os semestres segundo a abordagem habitual

$$n'_1 = \frac{1,827,930,259}{4,789,860,267} \times 183 \approx 70$$

e

$$n'_2 = 183 - 70 = 113$$

O novo cálculo da dimensão da amostragem implica que a amostra do primeiro semestre seja ampliada com a inclusão de mais 25 operações. Para obter uma amostra adicional, a AA retira da população do primeiro semestre as operações amostradas anteriores no valor de 1 209 191 248 EUR. A população remanescente tem um valor contabilístico total de 618 739 011 EUR. Mais uma vez, quando a AA calcula o novo valor-limite (o rácio do valor contabilístico da população restante, 618 739 011 EUR face à dimensão da amostra, 25) surgem 2 operações com um valor contabilístico superior àquele. O valor contabilístico total destas 2 operações ascende a 83 678 923 EUR. Depois de eliminar essas duas operações, a AA obtém a população final a sujeitar a amostragem recorrendo à MUS com um intervalo de amostragem de:

$$SI'_{s1} = \frac{BV'_{s1}}{n'_{s1}} = \frac{618,739,011 - 83,678,923}{23} = 27,263,482.$$

Não foram encontrados erros nas 2 operações com valor contabilístico superior ao valor-limite. No entanto, essas unidades de amostragem devem ser agrupadas com as já incluídas no estrato de valor elevado da amostra inicial para o primeiro semestre. Das

45 operações selecionadas no primeiro semestre, 11 pertencem ao estrato de valor elevado. O erro total dessas operações ascende a 19 240 855 EUR.

Um ficheiro contendo as operações restantes (2344 menos 45 operações já selecionadas no primeiro semestre, menos as 2 operações com valor contabilístico superior ao valor-limite) da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. É retirada uma amostra de 23 operações utilizando o procedimento sistemático proporcional à dimensão.

O valor das 23 operações é auditado. A soma das margens de erro na totalidade da amostra do estrato não exaustivo de 57 (34 no primeiro semestre + 23 no segundo) operações da amostra do primeiro semestre é:

$$\sum_{i=1}^{57} \frac{E_{is1}}{BV_{is1}} = 0.8391.$$

O desvio padrão da margem de erro desta amostra equivale a 0,059.

No que se refere ao trabalho relacionado com o segundo semestre, é necessário identificar primeiro as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado a submeter a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico ( $BV_2$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n_2$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_{i2} > BV_2/n_2$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %. Neste caso, o valor-limite é 26 211 770 EUR. Existem 6 operações cujo valor contabilístico é superior ao valor-limite. O valor contabilístico total destas operações ascende a 415 238 983 EUR.

A dimensão da amostra a atribuir ao estrato não exaustivo,  $n_{s2}$ , é calculada como a diferença entre  $n_2$  e o número de unidades de amostragem (por exemplo, operações) no estrato exaustivo ( $n_{e2}$ ), ou seja, 107 operações (113, a dimensão da amostra, menos as 6 operações de valor elevado). Portanto, o auditor tem de selecionar na amostra utilizando o intervalo de amostragem:

$$SI_{s2} = \frac{BV_{s2}}{n_{s2}} = \frac{2,961,930,008 - 415,238,983}{107} = 23,800,851$$

O valor contabilístico no estrato não exaustivo ( $BV_{s2}$ ) é simplesmente a diferença entre o valor contabilístico total e o valor contabilístico das 6 operações pertencentes ao estrato de valor elevado.

Das 6 operações de valor contabilístico superior ao valor-limite, 4 apresentam erro. O erro total encontrado neste estrato é de 9 340 755 EUR.

Um ficheiro que contenha as restantes 2.338 operações da população do segundo semestre é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. É retirada uma amostra de 107 operações utilizando o procedimento sistemático proporcional à dimensão.

O valor destas 107 operações é auditado. A soma das margens de erro para o segundo semestre é:

$$\sum_{i=1}^{107} \frac{E_{2i}}{BV_{2i}} = 0.2875.$$

O desvio-padrão das margens de erro na amostra da população não exaustiva do segundo semestre é:

$$s_{rs2} = \sqrt{\frac{1}{107-1} \sum_{i=1}^{107} (r_{is2} - \bar{r}_{s2})^2} = 0.129$$

sendo  $\bar{r}_{s2}$  igual à média simples das margens de erro na amostra do grupo não exaustivo do segundo semestre.

A projeção de erros para a população é realizada de modo diferente para as unidades pertencentes aos estratos exaustivos e para os elementos nos estratos não exaustivos.

Para os estratos exaustivos, ou seja, para os estratos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite,  $BV_{ti} > \frac{BV_t}{n_t}$ , o erro projetado é a soma dos erros detetados nos elementos pertencentes a esses estratos:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_1} E_{1i} + \sum_{i=1}^{n_2} E_{2i} = 19,240,855 + 9,340,755 = 28,581,610$$

Na prática:

- 1) Para cada semestre  $t$ , identificar as unidades pertencentes ao grupo exaustivo e somar os seus erros
- 2) Somar os resultados anteriores nos dois semestres.

Para o grupo não exaustivo, ou seja, os estratos que contêm as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite,  $BV_{ti} \leq \frac{BV_t}{n_t}$ , o erro projetado é

$$\begin{aligned}
EE_s &= \frac{BV_{s1}}{n_{s1}} \times \sum_{i=1}^{n_{s1}} \frac{E_{1i}}{BV_{1i}} + \frac{BV_{s2}}{n_{s2}} \times \sum_{i=1}^{n_{s2}} \frac{E_{2i}}{BV_{2i}} \\
&= \frac{1,827,930,259 - 891,767,519 - 83,678,923}{57} \times 0.8391 \\
&\quad + \frac{2,546,691,025}{107} \times 0.2875 = 19,392,204
\end{aligned}$$

Para calcular este erro projetado:

- 1) Em cada semestre  $t$ , para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_{ti}}{BV_{ti}}$
- 2) Em cada semestre  $t$ , somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) No semestre  $t$ , multiplicar o resultado anterior pela despesa total na população do grupo não exaustivo ( $BV_{st}$ ); esta despesa será também igual à despesa total do semestre menos a despesa dos elementos pertencentes ao grupo exaustivo
- 4) Em cada semestre  $t$ , dividir o resultado anterior pela dimensão da amostra no grupo não exaustivo ( $n_{st}$ )
- 5) Somar os resultados anteriores nos dois semestres

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = EE_e + EE_s = 28,581,610 + 19,392,204 = 47,973,814$$

correspondente a uma margem de erro projetada de 1,0 %.

A precisão é uma medida da incerteza associada à projeção. A precisão é dada pela fórmula:

$$\begin{aligned}
SE &= z \times \sqrt{\frac{BV_{s1}^2}{n_{s1}} \times s_{rs1}^2 + \frac{BV_{s2}^2}{n_{s2}} \times s_{rs2}^2} \\
&= 0.842 \\
&\times \sqrt{\frac{(1,827,930,259 - 891,767,519 - 83,678,923)^2}{57} \times 0.059^2 + \frac{2,546,691,025^2}{107} \times 0.129^2} \\
&= 27,323,507
\end{aligned}$$

em que  $s_{rst}$  é o desvio-padrão das margens de erro já calculadas.

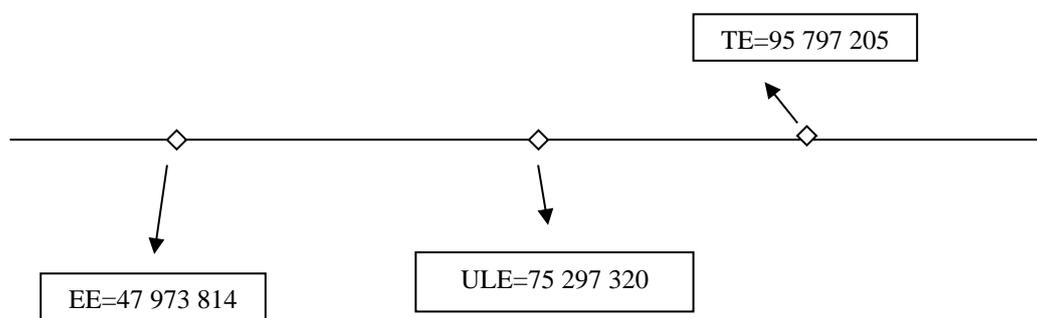
O erro de amostragem é apenas calculado para os estratos não exaustivos, uma vez que não existe erro de amostragem decorrente dos grupos exaustivos.

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). Este limite superior é igual à soma do próprio erro projetado  $EE$  com a precisão da projeção:

$$ULE = EE + SE = 47,973,814 + 27,323,507 = 75,297,320$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível para retirar conclusões de auditoria.

Neste caso específico, o erro projetado e o limite superior de erro são inferiores ao erro máximo admissível. Isto significa que o auditor concluiria que existem provas suficientes para sustentar que os erros na população são superiores ao limiar de materialidade.



#### 7.4 Alteração do método de amostragem durante o período de programação

Caso a autoridade de auditoria considere que o método de amostragem inicialmente selecionado não é o mais indicado, pode decidir alterá-lo. Porém, tal deve ser comunicado à Comissão no âmbito do relatório anual de controlo ou numa revisão da estratégia de auditoria.

#### 7.5 Margens de erro

As fórmulas e a metodologia apresentadas no capítulo 6 para produzir o erro projetado e a respetiva precisão são concebidas para erros em termos de unidades monetárias, ou seja, a diferença entre o valor contabilístico na população (despesa declarada) e o valor contabilístico correto/auditado. Contudo, a produção de resultados sob a forma de margens de erro é uma prática comum, uma vez que estas são atrativas devido à sua interpretação intuitiva. A conversão de erros em margens de erro é direta e comum a todos os métodos de amostragem.

A margem de erro projetada é simplesmente igual ao erro projetado dividido pelo valor contabilístico da população:

$$EER = \frac{EE}{BV}$$

Do mesmo modo, a precisão para a estimativa da margem de erro é igual à precisão do erro projetado dividida pelo valor contabilístico:

$$SER = \frac{SE}{BV}$$

## **7.6 Amostragem em duas fases (subamostragem)**

### **7.6.1 Introdução**

Regra geral, todas as despesas declaradas à Comissão para todas as operações selecionadas na amostra devem ser sujeitas a auditoria. Todavia, sempre que as operações selecionadas incluam um grande número de pedidos de pagamento ou faturas, a AA pode aplicar uma amostragem em duas fases, selecionando os pedidos/as faturas com base nos mesmos princípios utilizados para selecionar as operações<sup>62</sup>. Este procedimento oferece a possibilidade de reduzir significativamente o volume de trabalho de auditoria, permitindo ainda controlar a fiabilidade das conclusões. Sempre que esta abordagem for seguida, a metodologia de amostragem deve ser registada no relatório ou nos documentos de trabalho da auditoria. É importante salientar que apenas são auditadas as despesas das unidades secundárias selecionadas para a subamostra; isso significa que, no RAC, as despesas auditadas são apenas as selecionadas para a amostra e não a despesa total da operação selecionada.

A imagem seguinte ilustra o processo de seleção com base numa conceção em duas fases. A primeira fase representa a seleção das operações e a segunda a seleção dos elementos de despesa no âmbito de cada uma das operações amostradas.

---

<sup>62</sup> Em teoria, a operação pode ser sujeita a subamostragem independentemente do número de pedidos/faturas. Evidentemente, sempre que a determinação da dimensão da subamostra produz um número próximo da dimensão da população (operação), a estratégia de subamostragem não produzirá qualquer redução significativa do esforço de auditoria. Por conseguinte, o limiar que sugere o uso da subamostragem ao nível da operação é apenas o resultado da avaliação subjetiva da AA do ganho (redução do esforço de auditoria) que essa estratégia pode produzir.

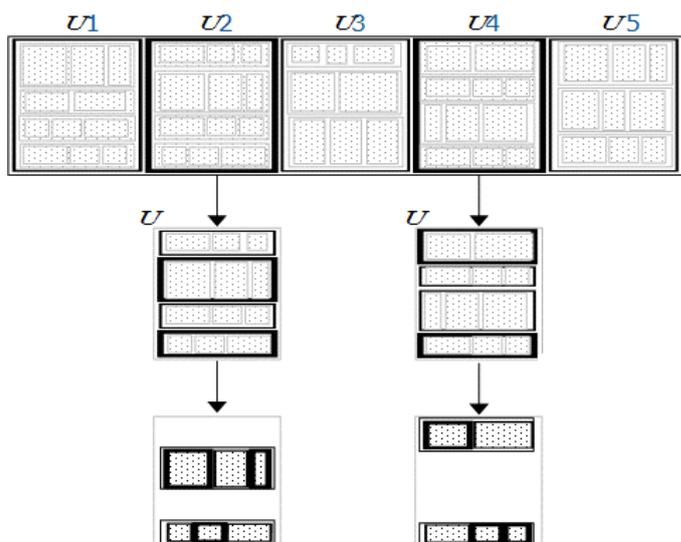


Figura 7 Ilustração da amostragem em duas fases

Neste caso, devem calcular-se dimensões de amostra adequadas no âmbito de cada operação. Uma forma muito simples de determinar a dimensão das subamostras consiste em utilizar as mesmas fórmulas de determinação da dimensão da amostra propostas para a amostra principal no quadro das diversas concepções de amostragem e com base em parâmetros compatíveis com as características esperadas das operações. Cumpre aqui reconhecer que a população de referência é agora a operação onde a subamostra é selecionada e que os parâmetros da população utilizados para determinar a dimensão da subamostra devem, sempre que possível, refletir as características da operação correspondente. Independentemente da metodologia de amostragem utilizada para determinar as dimensões da amostra, a regra geral é não utilizar em caso algum dimensões de amostra inferiores a 30 observações (ou seja, faturas ou pedidos de pagamento de beneficiários).

A AA pode optar por utilizar qualquer método estatístico de amostragem para a seleção dos pedidos/faturas no âmbito das operações. Na verdade, não é necessário que o método de amostragem utilizado ao nível da subamostra seja igual ao utilizado para a amostra principal. Por exemplo, é possível proceder a uma seleção de amostras de operações com base em MUS e a uma subamostra de faturas no âmbito de uma operação com base numa amostragem aleatória simples. Por conseguinte, pode ser aplicado neste nível de subamostra todo o leque de métodos de amostragem (incluindo a estratificação de pedidos/faturas por nível de despesa, a seleção baseada na probabilidade proporcional à dimensão como acontece na MUS ou a seleção com base em igual probabilidade). No entanto, a estratégia de subamostragem (amostragem na unidade primária) deve ser sempre estatística (a menos que a amostragem das unidades

primárias não seja ela própria estatística). A escolha entre os métodos possíveis é efetuada nas mesmas condições de aplicabilidade que as propostas na secção 5.2. Por exemplo, caso se espere que exista, no âmbito de uma operação, uma grande variabilidade das despesas relativas aos elementos de despesa subamostrados e que exista uma correlação positiva entre erros e despesas, então pode ser aconselhável proceder a uma seleção de elementos de despesa com base na MUS. Além disso, ao utilizar a amostragem aleatória simples (SRS), pode acontecer que algumas unidades no âmbito da operação se destaquem devido ao nível elevado da despesa. Neste caso, é altamente recomendável a utilização da SRS estratificada, criando um estrato para os elementos de valor elevado (geralmente observados de forma exaustiva).

Apesar das considerações sobre a escolha da conceção de amostragem mais adequada, cumpre reconhecer que, em muitas situações (principalmente devido a restrições operacionais), a forma mais fácil de selecionar a amostra da segunda fase (pedidos ou faturas) é o recurso à amostragem aleatória simples. Assim é porque, em muitos casos, a AA pretende realizar a seleção dos elementos de despesa no local (no momento da auditoria), sendo mais difícil aplicar conceções mais sofisticadas (principalmente se tiverem por base a seleção por probabilidades não iguais).

Uma vez selecionada e auditada a subamostra, os erros observados devem ser projetados para a respetiva operação, recorrendo a um método de projeção compatível com a conceção de amostragem selecionada. Por exemplo, se os elementos de despesa tiverem sido escolhidos com iguais probabilidades, então o erro poderá ser projetado para a operação utilizando a habitual estimativa da média por unidade ou a estimativa do rácio. Note-se que os erros encontrados nas subamostras NÃO devem ter qualquer outro tipo de tratamento (por exemplo, serem tratados como sistémicos, a menos que tenham uma natureza sistémica real, isto é, o erro detetado seja sistémico em toda a população de auditoria e possa ser totalmente delimitado pela autoridade de auditoria).

Por último, uma vez projetados os erros para cada operação na amostra, a projeção para a população segue o procedimento habitual (como se se tivesse observado a despesa total da operação). Por exemplo, imaginemos que uma operação constante da amostra apresenta uma despesa de 2 500 000 EUR e 400 faturas. Decidimos selecionar uma amostra de 40 faturas com base em iguais probabilidades e sem qualquer estratificação e decidimos utilizar a estimativa do rácio. Imaginemos que a despesa total é 290 000 EUR e o erro total 9 280 EUR. A margem de erro estimada para a operação é  $3,2\% = (9\ 280\ \text{EUR} / 290\ 000\ \text{EUR})$  e o erro projetado da operação é  $80\ 000\ \text{EUR} = 3,2\ \% * 2\ 500\ 000\ \text{EUR}$ .

Note-se que a secção 6.5.3 inclui notas adicionais sobre amostragem em duas e três fases no contexto dos programas da CTE.

### 7.6.2 Dimensão da amostra

Existem meios formais para calcular a dimensão da amostra em cada fase recorrendo simultaneamente a fórmulas para amostragem em várias fases. As AA com capacidade para desenvolver esses métodos são incentivadas a fazê-lo.

No entanto, como já foi explicado, pode aplicar-se a abordagem simples proposta, calculando a dimensão da amostra em duas fases de forma independente:

- Primeira fase: Calcular a dimensão da amostra ao nível das operações, utilizando as fórmulas e parâmetros adequados habituais (deve ser sempre superior ou igual a 30).
- Segunda fase: Para cada operação sujeita a subamostragem, calcular a dimensão da amostra, utilizando mais uma vez as fórmulas habituais (adequadas ao tipo de seleção utilizada na segunda fase). Os parâmetros devem ser compatíveis com os utilizados na primeira fase, embora alguns possam ser adaptados para refletir a realidade da operação de referência (por exemplo, se existirem dados históricos sobre o nível de variância dos erros no âmbito da operação, deve utilizar-se essa variância em vez da variância dos erros utilizada no cálculo da dimensão da amostra na primeira fase). Nesta fase, a dimensão da amostra deve igualmente ser superior ou igual a 30.

Se a seleção nesta segunda fase tiver por base iguais probabilidades, a dimensão da amostra é dada por

$$n_i = \left( \frac{N_i \times z \times \sigma_{ei}}{TE_i - AE_i} \right)^2$$

em que o índice  $i$  representa a operação,  $N_i$  é a dimensão da operação,  $\sigma_{ei}$  o desvio-padrão dos erros ao nível da operação  $TE_i$  e  $AE_i$  o erro admissível e esperado ao nível da operação. Observe-se que a dimensão da população deve ser adaptada ao nível da operação e que o desvio-padrão dos erros e dos erros esperados também pode ser adaptado com base em dados históricos e critérios profissionais, caso existam informações ou expectativas que aconselhem a adaptação desses parâmetros à realidade da operação.

Se a seleção nesta segunda fase tiver por base a MUS, a dimensão da amostra é dada por

$$n_i = \left( \frac{z \times BV_i \times \sigma_{ri}}{TE_i - AE_i} \right)^2$$

em que o índice  $i$  representa a operação,  $BV_i$  é a despesa da operação,  $\sigma_{ri}$  o desvio-padrão das margens de erro ao nível da operação  $TE_i$  e  $AE_i$  o erro admissível e esperado ao nível da operação. Mais uma vez, o valor contabilístico deve ser adaptado ao nível da

operação, podendo o desvio-padrão das margens de erro e do erro esperado ser adaptado com base em dados históricos e em critérios profissionais.

### 7.6.3 *Projeção*

Quanto ao cálculo da dimensão da amostra, a projeção é igualmente efetuada em duas fases. Em primeiro lugar, utilizam-se as subamostras no âmbito das operações para projetar o erro relativo a essas operações. Uma vez projetados (estimados), os erros das operações são tratados como se fossem os erros «verdadeiros» das operações e tornar-se-ão parte do processo de extrapolação habitual com base na amostra principal.

Em suma:

- Para cada operação sujeita a subamostragem, estimar o seu erro (ou margem de erro), utilizando a amostra de unidades secundárias;
- Uma vez estimados os erros para todas as operações, utilizar a amostra de operações para projetar o erro total da população;
- Em ambos os casos, a projeção deve ter por base as fórmulas que correspondem às conceções de amostra utilizadas para selecionar as unidades.

Uma das estratégias habituais consistirá, por exemplo, em selecionar as operações com base em MUS e as subamostras de elementos de despesas com base em iguais probabilidades. Nesse caso, a projeção dos erros é:

#### **Nível da subamostra**

Estimativa da média por unidade

$$EE_{1i} = N_i \times \frac{\sum_{j=1}^{n_i} E_{ij}}{n_i}.$$

ou

Estimativa do rácio

$$EE_{2i} = BV_i \times \frac{\sum_{j=1}^{n_i} E_{ij}}{\sum_{j=1}^{n_i} BV_{ij}}$$

em que todos os parâmetros têm o significado habitual,  $i$  representa a operação e  $j$  o documento no âmbito da operação.

## Nível da amostra principal

A projeção é feita utilizando as fórmulas habituais de MUS. A única diferença em relação à MUS padrão é que alguns dos erros  $E_i$  têm por base uma observação integral das operações, enquanto outros foram projetados com base numa subamostra de elementos de despesa. Nesta fase, ignora-se esse facto, pois todos os erros serão tratados como se fossem os «verdadeiros» erros das operações, apesar de terem sido observados na íntegra ou obtidos através de uma subamostra.

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_e} E_i$$
$$EE_s = \frac{BV_s}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

### 7.6.4 Precisão

A precisão é calculada como habitualmente, ou seja, utilizando as fórmulas de acordo com a conceção de amostragem utilizada para a primeira fase de amostragem e ignorando a existência da subamostragem. Os erros das operações são incluídos em fórmulas de precisão, independentemente da sua natureza (ou verdadeiros quando sujeitos a auditoria completa ou estimados quando sujeitos a subamostragem).

### 7.6.5 Exemplo

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano. As auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia reduzido. Por conseguinte, a amostragem deste programa deve ser efetuada com um grau de confiança de 90 %. Este programa específico é caracterizado por operações que incluem um grande número de elementos de despesas subjacentes. A AA pondera a possibilidade de auditar essa população através de subamostragem, ou seja, auditar apenas um número limitado de pedidos de pagamento de cada operação pertencente à amostra. Além disso, atendendo à variabilidade esperada dos erros na população, a AA decide selecionar as operações na primeira fase, recorrendo a uma abordagem de probabilidade proporcional à dimensão (MUS).

As principais características da população estão resumidas no quadro seguinte:

Dimensão da população (número de operações)	3.852
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_r}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_r$  é o desvio padrão das margens de erro produzido a partir de uma amostra de MUS. Para obter uma aproximação a este desvio-padrão, a AA decidiu utilizar o desvio-padrão do ano anterior. A amostra do ano anterior foi constituída por 50 operações, 5 das quais apresentam um valor contabilístico superior ao intervalo de amostragem.

Com base nesta amostra preliminar, o desvio-padrão das margens de erro,  $\sigma_r$ , é de 0,087.

Dada esta estimativa para o desvio-padrão das margens de erro, o erro máximo admissível e o erro esperado, existem condições para calcular a dimensão da amostra. Tomando um erro admissível que é 2 % do valor contabilístico total,  $2\% \times 4\,199\,882\,024 = 83\,997\,640$ , (valor de materialidade estabelecido pelo regulamento) e uma margem de erro esperada de 0,4 %,  $0,4\% \times 4\,199\,882\,024 = 16\,799\,528$  (que corresponde à profunda convicção da AA com base em informações do ano anterior e nos resultados do relatório sobre a avaliação dos sistemas de gestão e controlo),

$$n = \left( \frac{1.645 \times 4,199,882,024 \times 0.085}{83,997,640 - 16,799,528} \right)^2 \approx 77$$

Em primeiro lugar, é necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado que será submetido a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico ( $BV$ ) e a dimensão prevista da amostra ( $n$ ). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_i > BV/n$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %. Neste caso, o valor-limite é  $4\,199\,882\,024\text{ EUR}/77=54\,593\,922\text{ EUR}$ .

A AA coloca num estrato isolado todas as operações de valor contabilístico superior a 54 593 922 EUR, o que corresponde a 8 operações, perfazendo 786 837 081 EUR. Conforme mencionado anteriormente, este programa compreende um grande número de

pedidos de pagamento com um valor contabilístico por operação reduzido. Por exemplo, essas 8 operações correspondem a mais de 14 000 pedidos de pagamento. Portanto, a AA decide constituir uma amostra de pedidos de pagamento em cada uma dessas 8 operações. Este procedimento implica que se determine a dimensão da amostra ao nível da operação. Recorrendo a iguais probabilidades, a dimensão da amostra ao nível da operação é determinada por:

$$n_i = \left( \frac{N_i \times z \times \sigma_{ei}}{TE_i - AE_i} \right)^2$$

em que o índice  $i$  representa a operação,  $N_i$  é a dimensão da operação,  $\sigma_{ei}$  o desvio-padrão dos erros ao nível da operação  $TE_i$  e  $AE_i$  o erro admissível e esperado ao nível da operação. Observe-se que a dimensão da população deve ser adaptada ao nível da operação e que o desvio-padrão dos erros e dos erros esperados também pode ser adaptado com base em dados históricos e critérios profissionais, caso existam informações ou expectativas que aconselhem a adaptação desses parâmetros à realidade da operação.

As informações e experiência prévias com base em auditorias de anos anteriores apontaram para um desvio padrão dos erros em torno de 8 800 EUR. Utilizando o mesmo nível de confiança e a margem de erro esperada utilizados ao nível da população, 90 % e 0,4 %, respetivamente, a AA está em posição de calcular, por exemplo, a dimensão da amostra para a operação com a identificação 243:

$$n_i = \left( \frac{629 \times 1.645 \times 8,800}{1,802,856 - 360,571} \right)^2 \approx 40,$$

que vão ser obtidas de uma conceção de iguais probabilidades (amostragem aleatória simples). Uma vez cumpridas as condições referidas na secção 6.1.1.3, a estimativa do rácio é eleita como o método de projeção. O quadro seguinte sintetiza os resultados:

<b>Identificação da operação</b>	<b>Valor contabilístico</b>	<b>N.º de pedidos de pagamento</b>	<b>Despesa auditada</b>	<b>Montante do erro nos pedidos de pagamento incluídos na amostra</b>	<b>Erro projetado (estimativa do rácio)</b>
243	90 142 818 EUR	629	7 829 EUR	845 EUR	9 729 299 EUR
6324	89 027 451 EUR	1239	1 409 EUR	76 EUR	4 802 048 EUR
734	79 908 909 EUR	729	56 729 EUR	1 991	2 804 538 EUR

				EUR	
451	79 271 094 EUR	769	48 392 EUR	3 080 EUR	5 045 358 EUR
95	89 771 154 EUR	2839	3 078 EUR	81 EUR	2 362 399 EUR
9458	100 525 834 EUR	4818	67 128 EUR	419 EUR	627 463 EUR
849	165 336 715 EUR	1972	12 345 EUR	1 220 EUR	16 339 473 EUR
872	92 853 106 EUR	1256	29 735 EUR	1 544 EUR	4 821 429 EUR
<b>Total</b>	<b>786 837 081 EUR</b>	<b>14 251</b>	<b>226 645 EUR</b>	<b>9 256 EUR</b>	<b>46 532 007 EUR</b>

O erro projetado para este estrato de auditoria de 100 % é de 46 532 007 EUR.

O intervalo de amostragem para a restante população é igual ao valor contabilístico no estrato não exaustivo ( $BV_s$ ) (a diferença entre o valor contabilístico total e o valor contabilístico das 8 operações pertencentes ao estrato superior) dividido pelo número de operações a seleccionar (77 menos as 8 operações no estrato superior).

$$\text{Sampling interval} = \frac{BV_s}{n_s} = \frac{4,199,882,024 - 786,837,081}{69} = 49,464,419$$

A amostra é constituída a partir de uma lista de operações aleatória, seleccionando-se cada elemento que contenha a 49 464 419.<sup>a</sup> unidade monetária.

Um ficheiro que contenha as restantes 3 844 operações (3 852 – 8 operações de valor elevado) da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Obtém-se uma amostra de 69 operações (77 menos 8 operações de valor elevado) utilizando exactamente o procedimento descrito na secção 6.3.1.3. A AA determina a dimensão da amostra dos pedidos de pagamento a auditar em cada operação seleccionada exactamente como fez anteriormente.

A tabela seguinte resume os resultados da auditoria das 69 operações seleccionadas na primeira fase:

Valor contabilístico	N.º de pedidos de pagamento	Despesa auditada	Montante do erro nos pedidos de pagamento incluídos na amostra	Erro projetado	Margem de erro
901 818 EUR	689	616 908 EUR	58 889 EUR	86 086 EUR	0,0955
89 251 EUR	1989	59 377 EUR	4 784 EUR	7 191 EUR	0,0806

799 909 EUR	799	308 287 EUR	17 505 EUR	45 421 EUR	0,0568
792 794 EUR	369	504 EUR		0 EUR	0,0000
8 971 154 EUR	1839	8 613 633 EUR	406 545 EUR	423 419 EUR	0,0472
...	...	...	...	...	...
1 525 348 EUR	5618	1 483 693 EUR	74 604 EUR	76 699 EUR	0,0503
1 653 365 EUR	1272	82 240 EUR	1 565 EUR	31 461 EUR	0,0190
853 106 EUR	1396	69 375 EUR		0 EUR	0,0000
...	...	...	...	...	...
<b>Total</b>					<b>1,034</b>

Para a restante amostra, o erro tem um tratamento diferente. Para estas operações, segue-se o seguinte procedimento:

- 1) Para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_i}{BV_i}$ ; Neste caso, as margens de erro foram calculadas utilizando subamostras de pedidos de pagamento, contudo, para efeitos dessa projeção, são tratadas como se fossem as verdadeiras.
- 2) Somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) Multiplicar o resultado anterior pelo intervalo de amostragem (SI)

$$EE_s = SI \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

$$EE_s = 49,464,419 \times 1.034 = 51,146,209$$

O erro projetado ao nível da população é simplesmente a soma destes dois componentes:

$$EE = 46,532,007 + 51,146,209 = 97,678,216$$

A margem de erro projetada é o rácio entre o erro projetado e a despesa total:

$$r = \frac{97,678,216}{4,199,882,024} = 2.33\%$$

Uma vez que o erro projetado é superior ao erro máximo admissível, a AA pode concluir que a população contém erros materiais.

## 7.7 Novo cálculo do grau de confiança

Nos casos em que, após a realização da auditoria, a AA concluir que o erro projetado é inferior ao nível de materialidade, mas o limite superior é maior do que esse limiar, pode desejar recalculer o grau de confiança que geraria resultados conclusivos (ou seja, ter tanto o erro projetado como o limite superior abaixo da materialidade).

Quando este grau de confiança recalculado ainda for compatível com uma avaliação da qualidade dos sistemas de controlo e gestão (ver quadro na secção 3.2), será perfeitamente seguro concluir que a população não apresenta distorção material mesmo sem realizar trabalhos de auditoria adicionais. Portanto, apenas em situações nas quais a confiança recalculada não é aceitável (não se encontra em conformidade com a avaliação dos sistemas) é necessário prosseguir com o trabalho adicional sugerido na secção 4.12.

O novo cálculo do intervalo de confiança é realizado do seguinte modo:

- Calcular o nível de materialidade em valor, ou seja, o nível de materialidade (2 %) multiplicado pelo valor contabilístico total da população.
- Subtrair o erro projetado (EE) ao valor da materialidade.
- Dividir este resultado pela precisão da projeção (SE). Esta precisão depende do método de amostragem e consta das secções dedicadas à apresentação dos métodos.
- Multiplicar o resultado acima pelo parâmetro z utilizado para o cálculo tanto da dimensão da amostra como da precisão e obter um novo valor  $z^*$

$$z^* = z \times \frac{(0.02 \times BV) - EE}{SE}$$

- Procurar o grau de confiança associado a este novo parâmetro ( $z^*$ ) numa tabela da distribuição normal (no apêndice). Em alternativa, pode utilizar-se a seguinte fórmula Excel «=1-(1-NORMSDIST( $z^*$ ))\*2».

Exemplo: após auditar uma população com um valor contabilístico de 1 858 233 036 EUR e um grau de confiança de 90 % (correspondente a  $z = 1.645$ , ver secção 5.3), obtêm-se os seguintes resultados

<b>Característica</b>	<b>Valor</b>
BV	1 858 233 036 EUR
Materialidade (2 % do BV)	37 164 661 EUR
Erro projetado (EE)	14 568 765 EUR (0,8 %)

Precisão (SE)	26 195 819 EUR (1,4 %)
Limite superior de erro (ULE)	40 764 584 EUR (2,2 %)

O novo  $z^*$  parâmetro é obtido do seguinte modo:

$$z^* = 1.645 \times \frac{37,164,661\text{€} - 14,568,765\text{€}}{26,195,819\text{€}} = 1.419$$

Utilizando a função MS Excel «=1-(1-NORMSDIST(1419))\*2», obtém-se o novo grau de confiança de 84,4 %.

**Sendo este grau de confiança recalculado compatível com a avaliação acerca da qualidade dos sistemas de gestão e controlo, pode concluir-se que a população não apresenta distorção material.**

## **7.8 Estratégias para auditoria de grupos de programas e programas multifundos**

### **7.8.1 Introdução**

Frequentemente, a AA decide agrupar dois ou mais programas operacionais que partilham um sistema comum a fim de conseguir seleccionar uma única amostra representativa da população agrupada.

Além disso, nalguns casos, o programa operacional é cofinanciado por mais do que um fundo. Nesses casos, pode igualmente ser seleccionada uma amostra única, e os resultados podem ser projetados para o grupo de operações.

Em ambos os casos, deverá ser emitido um único parecer para o grupo de PO ou os diferentes fundos, mas são possíveis diferentes estratégias de amostragem para a consecução desse objetivo e a estratégia de amostragem pode ter em consideração essa heterogeneidade da população. Para esse efeito, pode utilizar-se a estratificação (por PO ou fundo), tendo igualmente em consideração os níveis de representatividade desejados ao calcular a dimensão das amostras.

As duas estratégias alternativas habituais são:

- Seleccionar uma única amostra;
- Utilizar diferentes amostras (associadas a estratos diferentes) para cada PO ou cada fundo.

Se for seleccionada uma única amostra, a dimensão da amostra é calculada para todo o grupo (sem distinção entre PO ou fundos). Esta opção, também denominada abordagem descendente, permitirá uma dimensão da amostra mais reduzida, mas apenas se garante que a amostra é representativa da população «agrupada». Isso significa que os resultados da amostra podem ser projetados para o grupo de PO ou os diferentes fundos, contudo, em geral, não permitirão qualquer projecção para os fundos individuais ou os programas individuais. Embora concebida apenas para ser representativa da população agrupada, é aconselhável que a amostra seja estratificada por fundo (ou PO). Se for esse o caso, a dimensão global da amostra é calculada em primeiro lugar, sendo depois atribuída entre os estratos apenas após esse cálculo. O cálculo e a atribuição da dimensão da amostra são efetuados com base nas estratégias habituais anteriormente propostas para as diversas concepções de amostragem estratificadas.

A figura abaixo resume esta estratégia:

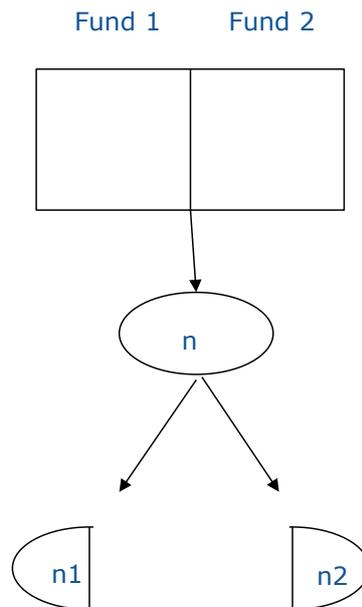


Figura 8 Estratégia descendente

Caso se recorra a amostras diferentes (uma para cada PO ou fundo), a dimensão das amostras é calculada separadamente para cada estrato (PO ou fundo). Esta opção, também apelidada de abordagem ascendente, gerará uma dimensão da amostra maior (uma vez que devem ser selecionadas várias amostras), mas a amostra é garantidamente representativa não apenas da população «agrupada», mas também de cada estrato (PO ou fundo). Isso significa que os resultados da amostra podem ser projetados para o grupo de PO ou o grupo de fundos, e podem também ser projetados para os fundos individuais ou os programas individuais, permitindo obter resultados conclusivos ao nível do estrato. Essas amostras devem, obviamente, ser estratificadas por fundo (ou PO). Nesta estratégia, a dimensão da amostra global será simplesmente a soma das dimensões de amostra obtidas para o cálculo em cada estrato.

A figura abaixo resume esta estratégia:

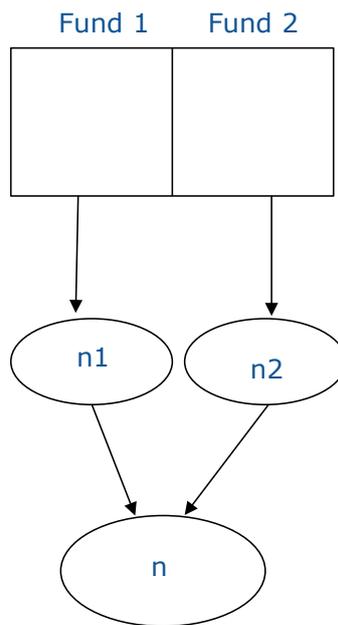


Figura 9 Estratégia ascendente

Resulta do que foi apresentado que a abordagem baseada numa única amostra (abordagem descendente) tem como principal vantagem permitir uma dimensão menor da amostra, mas tem como principal desvantagem o facto de não garantir uma representatividade *a priori* por estrato (ou seja, pode não ser possível retirar conclusões separadas por estrato). Se a AA não espera que haja necessidade de extrapolar os resultados ao nível do estrato, esta será seguramente a opção indicada.

A estratégia baseada em diferentes amostras permite a projeção ao nível do estrato, mas contará com uma dimensão da amostra significativamente maior. Por conseguinte, é aconselhável, sempre que se esperem resultados significativamente diferentes por PO ou por fundo, a fim de garantir a representatividade dos resultados por estrato e, por conseguinte, conclusões diferenciadas.

Também é importante notar que, quando a amostra é projetada apenas para assegurar a representatividade da população «agrupada», continua a ser possível projetar resultados para os estratos ou, pelo menos, para alguns estratos, nas seguintes condições:

- Cada estrato envolve pelo menos 30 observações (é aconselhável prever essa dimensão da amostra desde o início);
- A precisão para cada estrato é adequada para a obtenção de resultados conclusivos (relação entre o limite superior de erro e o limiar de 2 %).

Ao usar esta estratégia e quando calculada *a posteriori*, os resultados serão frequentemente representativos de uns estratos (geralmente os maiores), mas não de outros (geralmente os mais pequenos), ou seja, permitirão produzir projeções conclusivas apenas para alguns estratos. Por exemplo, se a população é cofinanciada por dois fundos e a maior percentagem das despesas corresponder a um dos fundos, a amostra será geralmente representativa deste fundo de maior dimensão, mas não do

outro. Se isso acontecer, ou seja, se os resultados forem conclusivos (representativos) para uns estratos, mas não para outros, será ainda possível realizar trabalho adicional a fim de obter resultados representativos para todos os estratos. É possível fazê-lo através da seleção de uma amostra adicional para o estrato que não apresenta resultados representativos, o qual combinado com o original fornecerá resultados conclusivos. A estratégia não é diferente da já apresentada na secção 7.2 Além disso, o novo cálculo do nível de confiança (secção 7.7) pode ser uma opção a fim de obter resultados representativos ao nível do estrato.

À guisa de resumo, recomenda-se a seguinte estratégia:

- Quando a AA planejar projetar resultados ao nível do estrato, deve utilizar a abordagem ascendente;
- Quando a AA planejar projetar resultados a nível populacional (para o grupo de PO ou Fundos) e considerar que não será necessária qualquer projeção ao nível do estrato, pode utilizar a abordagem descendente;
- Quando a AA não tomou ainda uma decisão clara sobre a estratégia, pode recorrer à abordagem descendente, mas introduzir alguma «sobre-amostragem» dos estratos de menor dimensão, permitindo pelo menos 30 observações para esses estratos. Ao proceder deste modo, aumentará a possibilidade de obter resultados representativos. Além disso, se os resultados não forem representativos, ao proceder a uma sobre-amostragem dos estratos mais pequenos, a AA reduzirá a quantidade de trabalho adicional necessário para poder retirar conclusões sobre esses estratos.

### **7.8.2 Exemplo**

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações num grupo de programas. O sistema de gestão e controlo é comum ao grupo de programas e as auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia moderado. Portanto, a autoridade de auditoria decidiu realizar auditorias das operações utilizando um grau de confiança de 80 %. A autoridade de auditoria prevê emitir apenas um único parecer sobre a população agrupada, pelo que decide utilizar uma abordagem descendente, ou seja, uma amostra estratificada por programa, garantido apenas a representatividade ao nível agregado.

A AA tem motivos para acreditar que existem riscos de erro substanciais no que se refere às operações de valor elevado, independentemente do programa a que pertençam. Além disso, existem motivos para esperar que existam margens de erro diferentes entre os programas. Tendo todas estas informações em consideração, a AA decide estratificar a população por programa e por despesa (isolando num estrato de amostragem de 100 % todas as operações de valor contabilístico superior a um valor-limite de 3 % da totalidade da despesa).



O quadro seguinte resume as informações disponíveis.

Dimensão da população (número de operações)	6.723
Dimensão da população – estrato 1 (número de operações no programa 1)	4.987
Dimensão da população – estrato 2 (número de operações no programa 2)	1.728
Dimensão da população – estrato 3 (número de operações de BV > nível de materialidade)	8
Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	123 987 653 EUR
Valor contabilístico – estrato 1 (despesa total no programa 1)	85 672 981 EUR
Valor contabilístico – estrato 2 (despesa total no programa 2)	19 885 000 EUR
Valor contabilístico – estrato 3 (despesa total das operações com BV > nível de materialidade)	18 429 672 EUR

Estes projetos de valor elevado serão excluídos da amostragem e tratados separadamente. O montante do erro encontrado nestas 8 operações ascende a 2 975 EUR.

Dimensão da população (número de operações)	6.723
Valor contabilístico (despesa total declarada no período de referência)	123 987 653 EUR
Valor-limite	3 719 630
Número de unidades acima do valor-limite	8
Valor contabilístico da população acima do valor-limite	18 429 672 EUR
Dimensão da população remanescente (número de operações)	6.715
Valor da população remanescente	105 557 981 EUR

O primeiro passo consiste em calcular a dimensão da amostra necessária, recorrendo à fórmula:

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_w}{TE - AE} \right)^2$$

sendo que  $z$  é 1 282 (coeficiente correspondente a um grau de confiança de 80 %), e  $TE$ , o erro admissível, é de 2 % (nível máximo de materialidade estabelecido pelo regulamento) do valor contabilístico, isto é, 2 % x 123 987 653 EUR = 2 479 753 EUR. Com base na experiência de anos anteriores e nas conclusões do relatório sobre sistemas de gestão e controlo, a autoridade de auditoria espera uma margem de erro não superior a 1,4 %. Portanto,  $AE$ , o erro esperado, é 1,4 % da despesa total, ou seja, 1,4% x 123 987 653 € = 1 735 827 EUR.

Uma amostra preliminar de 20 operações do programa 1 produziu uma estimativa preliminar para o desvio-padrão dos erros de 1 008 EUR: Foi seguido o mesmo procedimento para a população do programa 2. A estimativa do desvio padrão dos erros é de 876 EUR:

Portanto, a média ponderada das variâncias dos erros destes dois estratos é

$$\sigma_w^2 = \frac{4,987}{6,715} 1,008^2 + \frac{1,728}{6,715} 876^2 = 950,935$$

A dimensão da amostra é dada por

$$n = \left( \frac{6,715 \times 1.282 \times \sqrt{950,935}}{2,479,753 - 1,735,827} \right)^2 \approx 128$$

A dimensão total da amostra é dada por estas 128 operações mais as 8 operações do estrato exaustivo, ou seja, 136 operações.

A distribuição da amostra por estrato é a seguinte:

$$n_1 = \frac{N_1}{N_1 + N_2} \times n = \frac{4,987}{6,715} \times 128 \approx 95,$$

$$n_2 = n - n_1 = 33$$

e

$$n_3 = N_3 = 5$$

A auditoria de 95 operações no programa 1, de 33 operações no programa 2 e de 8 operações no estrato 3 proporcionará ao auditor o erro total para as operações sujeitas a amostragem. As anteriores amostras preliminares de 20 unidades nos programas 1 e 2 são utilizadas como parte da amostra principal. Portanto, o auditor apenas tem que seleccionar aleatoriamente mais 75 operações no programa 1 e 13 no programa 2. A fim

de determinar se a estimativa da média por unidade ou a estimativa do rácio é o melhor método de estimativa, a AA calcula a relação de covariância entre os erros e os valores contabilísticos com a variância dos valores contabilísticos das operações sujeitas a amostragem, que é igual a 0,0109, no caso do programa 1. Um vez que a percentagem é inferior a metade da margem de erro da amostra, a autoridade de auditoria pode ter a certeza de que a estimativa da média por unidade é um método de estimativa fiável. O mesmo foi confirmado para o estrato do programa 2.

O quadro seguinte apresenta os resultados da amostra para as operações auditadas:

<b>Resultados da amostra – Programa 1</b>		
A	Valor contabilístico da amostra	1 667 239 EUR
B	Erro total da amostra	47 728 EUR
C	Erro médio da amostra (C=B/95)	502,4 EUR
D	Desvio-padrão dos erros da amostra	674 EUR
<b>Resultados da amostra – Programa 2</b>		
E	Valor contabilístico da amostra	404 310 EUR
F	Erro total da amostra	3 298 EUR
G	Erro médio da amostra (G=F/33)	100 EUR
H	Desvio-padrão dos erros da amostra	1 183 EUR
<b>Resultados da amostra – estrato exaustivo</b>		
I	Valor contabilístico da amostra	18 429 672
J	Erro total da amostra	2 975 EUR

A extrapolação do erro para os dois estratos de amostragem é efetuada através da multiplicação do erro médio da amostra pela dimensão da população. A soma destes dois valores deve ser adicionada aos erros encontrados no estrato de amostragem de 100 %, a fim de projetar o erro para a população:

$$EE = \sum_{h=1}^3 N_h \times \frac{\sum_{i=1}^{n_h} E_i}{n_h} = 4,987 \times 502 + 1,728 \times 100 + 2,975 = 2,681,139$$

A margem de erro projetada é calculada como o rácio entre o erro projetado e o valor contabilístico da população (despesa total). Ao utilizar a estimativa da média por unidade, a margem de erro projetada é:

$$r_1 = \frac{2,681,139}{123,987,653} = 2.16\%.$$

O erro projetado é inferior ao nível de materialidade. Por conseguinte, a AA pode, com razoabilidade, ter a certeza de que a população contém erro material. No entanto, o

trabalho de auditoria levantou suspeitas de que os erros possam estar concentrados em especial num dos programas. Com efeito, a AA suspeita que o programa 1 seja responsável por este resultado. A AA decide avaliar os resultados ao nível do programa. O quadro seguinte sintetiza as características das populações ao nível do programa:

		Programa 1	Programa 2
(A)	Valor contabilístico total (despesas declaradas no período de referência no estrato de valor reduzido)	85 672 981 EUR	19 885 000 EUR
(B)	Valor contabilístico total (despesas declaradas no período de referência no estrato de valor elevado)	12 286 448 EUR	6 143 224 EUR
(C)	Dimensão da população (número de operações no estrato de valor reduzido)	4987	1728
(D)	Dimensão da população (número de operações no estrato de valor elevado)	6	2

O quadro seguinte apresenta os resultados para toda a amostra por programa:

		Programa 1 (estrato de valor reduzido)	Programa 2 (estrato de valor reduzido)
(E)	Despesa auditada	1 667 239 EUR	404 310 EUR
(F)	Dimensão da amostra (número de operações)	95	33
(G)	Erro total da amostra	47 728 EUR	3 298 EUR
(H)	Erro médio da amostra	502,4 EUR	100 EUR
(I)	Desvio-padrão dos erros da amostra	674 EUR	1 183 EUR

Para além das informações pertencentes aos estratos de valor reduzido, a AA deve considerar as informações relativas ao estrato exaustivo. O quadro seguinte sintetiza os resultados:

		Programa 1 (estrato exaustivo)	Programa 2 (estrato exaustivo)
(J)	Despesa auditada	12 286 448 EUR	6 143 224 EUR
(K)	Erro total da amostra	1 983 EUR	992 EUR

Com base nestes dados, a AA está em posição de projetar as margens de erro e calcular a precisão ao nível do programa. O quadro seguinte sintetiza os resultados para a estimativa da média por unidade:

		Programa 1	Programa 2
(L)	Precisão:= $(C) \times 1.282 \times \frac{(J)}{\sqrt{(F)}}$	442 105 EUR	456 204 EUR
(M)	Erro projetado (estimativa da média por unidade):= $(C) \times (H) + (K)$	2 507 452 EUR	173 687 EUR
(N)	Limite superior de erro:= $(M) + (L)$	2 949 557 EUR	629 892 EUR
(O)	Margem de erro projetada (%):= $\frac{(M)}{(A)+(B)}$	2,56%	0,67%
(P)	Limite superior da margem de erro projetada:= $\frac{(N)}{(A)+(B)}$	2,90%	2,42%

Os resultados do programa 1 parecem ser conclusivos, pois o erro projetado é superior ao erro máximo admissível (calculado ao nível do programa, ou seja, 2 % de 97 959 429 EUR). Esta conclusão é óbvia olhando apenas para a taxa de erro projetada (acima de 2 % do nível de materialidade). No entanto, os resultados relativos ao programa 2 não são totalmente conclusivos. Na verdade, embora o erro projetado esteja abaixo do nível de materialidade (2 % de 26 028 224 EUR), o limite superior de erro é mais elevado do que aquele, dando uma indicação clara de que seria necessária uma análise adicional para chegar a uma conclusão definitiva. Utilizando os dados do programa 2, 33 operações amostradas (excluindo 2 operações do estrato exaustivo), a AA decide planejar a amostra adequada. O quadro seguinte resume as informações necessárias para planejar a dimensão da amostra:

	Programa 2
Valor contabilístico total (despesas declaradas no período de referência excluindo as operações do estrato exaustivo)	19 885 000 EUR (excluindo as despesas das 2 operações do estrato exaustivo)
Dimensão da população (número de operações, incluindo o estrato exaustivo)	1 728 (excluindo 2 operações do estrato exaustivo)
Nível de materialidade	2%
Erro máximo admissível	397 700 EUR
Margem de erro esperada	0,6%
Erro esperado	119 310 EUR
Desvio-padrão dos erros da amostra	1 183 EUR

A dimensão da amostra planeada para obter resultados fiáveis é, portanto:

$$n = \left( \frac{1,728 \times 1.282 \times 1,183}{397,700 - 149,138} \right)^2 \approx 89$$

A AA está em posição de obter resultados definitivos relativamente ao programa 2, utilizando as 33 operações anteriores e constituindo uma amostra adicional de 56 operações. O quadro seguinte resume os resultados da totalidade das 89 operações (incluindo as 33 operações da primeira amostra)

		Programa 2 (estrato de valor reduzido)
(E1)	Despesa auditada	1 236 789 EUR
(F1)	Dimensão da amostra (número de operações)	89
(G1)	Erro total da amostra	8 278 EUR
(H1)	Erro médio da amostra	93 EUR
(I1)	Desvio-padrão dos erros da amostra	1 122 EUR

Os cálculos efetuados pela AA são reproduzidos no quadro seguinte:

		Programa 2
(L1)	Precisão (estimativa da média por unidade):= $(C) \times 1.282 \times \frac{(I1)}{\sqrt{(F1)}}$	263 469 EUR
(M1)	Erro projetado (estimativa da média por unidade):= $(H1) \times (C) + (K)$	161 715 EUR
(N1)	Limite superior de erro:= $(M1) + (L1)$	425 184 EUR
(O1)	Margem de erro projetada (%):= $\frac{(M1)}{(A)+(B)}$	0,62%
(P1)	Limite superior da margem de erro projetada:= $\frac{(N1)}{(A)+(B)}$	1,63%

Com os resultados desta amostra alargada (89 operações), a AA está em posição de concluir que a população de despesas declaradas do programa 2 não apresenta distorção material.

## 7.9 Técnica de amostragem aplicável às auditorias dos sistemas

### 7.9.1 Introdução

O artigo 62.º do Regulamento (CE) n.º 1083/2006 do Conselho estabelece que: «A autoridade de auditoria de um programa operacional é responsável em particular por: a) assegurar que são realizadas auditorias a fim de verificar o bom funcionamento do sistema de gestão e de controlo do programa operacional...». Estas auditorias são

denominadas auditorias dos sistemas. As auditorias dos sistemas visam testar a eficácia dos controlos no sistema de gestão e de controlo e concluir sobre o nível de garantia que é possível obter a partir do sistema. Utilizar ou não uma abordagem de amostragem estatística para a verificação dos controlos é uma questão de critério profissional relativamente à forma mais eficiente de obter suficientes provas de auditoria adequadas a circunstâncias específicas.

Uma vez que, para as auditorias dos sistemas, a análise do auditor sobre a natureza e a causa dos erros é importante, bem como a mera ausência ou presença de erros, poderá ser adequado aplicar uma abordagem não estatística. Neste caso, o auditor pode escolher uma dimensão fixa da amostra com elementos a testar para cada controlo essencial. No entanto, deve recorrer-se a critérios profissionais na aplicação dos fatores<sup>63</sup> relevantes a ter em conta. Caso seja adotada uma abordagem não estatística, os resultados não podem ser extrapolados.

A amostragem por atributos é uma abordagem estatística que pode ajudar o auditor a determinar o nível de garantia do sistema e a avaliar a taxa de ocorrência de erros numa amostra. A sua utilização mais comum em auditorias consiste em testar a margem de desvio de um controlo prescrito para apoiar o nível de risco de controlo avaliado pelo auditor. Os resultados podem depois ser projetados para a população.

Sendo um método genérico com diversas variantes, a amostragem por atributos é o método estatístico básico a aplicar no caso das auditorias dos sistemas; qualquer outro método que possa ser aplicado às auditorias dos sistemas terá por base os conceitos desenvolvidos a seguir.

A amostragem por atributos aborda questões com binários, como respostas de sim ou não, elevado ou reduzido, verdadeiro ou falso. Através deste método, as informações relativas à amostra são projetadas para a população, a fim de determinar qual a categoria a que a população pertence.

O regulamento não obriga à aplicação de uma abordagem estatística na amostragem para testes de controlo no âmbito de uma auditoria dos sistemas. Assim sendo, o presente capítulo e os respetivos anexos são incluídos para informação geral e não serão mais aprofundados.

Para mais informações e exemplos relativos às técnicas de amostragem aplicáveis a auditorias dos sistemas deve consultar a literatura especializada sobre amostragem em auditoria.

---

<sup>63</sup> Para mais explicações ou exemplos, ver o guia «Audit Guide on Sampling», do American Institute of Certified Public Accountants (Instituto Americano de Técnicos Oficiais de Contas) de 01/04/2001.

Ao aplicar a amostragem por atributos numa auditoria dos sistemas, deve aplicar-se o seguinte plano genérico de seis passos.

1. Definir os objetivos do teste: por exemplo, determinar se a frequência de erros numa população cumpre os critérios para um nível de garantia elevado;
2. Definir a população e a unidade de amostragem: por exemplo, as faturas atribuídas a um programa;
3. Definir a condição de desvio: este é o atributo que está a ser avaliado, por exemplo, a presença de uma assinatura nas faturas atribuídas a uma operação num programa;
4. Determinar a dimensão da amostra, de acordo com a fórmula abaixo;
5. Selecionar a amostra e realizar a auditoria (a amostra deve ser selecionada aleatoriamente);
6. Avaliar e documentar os resultados.

### 7.9.2 Dimensão da amostra

O cálculo da dimensão da amostra  $n$  no âmbito de uma amostragem por atributos tem por base as seguintes informações:

- O grau de confiança e o respetivo coeficiente  $z$  da distribuição normal (ver secção 5.3)
- A margem de desvio máxima admissível,  $T$ , determinada pelo auditor; os níveis admissíveis são definidos pela autoridade de auditoria do Estado-Membro (por exemplo, o número de assinaturas em falta em faturas que o auditor considera não constituir um problema);
- A margem de desvio esperada da população,  $p$ , estimada ou observada a partir de uma amostra preliminar. Importa notar que a margem de desvio admissível deve ser superior à margem de desvio da população esperada, uma vez que, se tal não for o caso, o teste não tem razão de ser (ou seja, se se espera uma margem de erro de 10 %, é inútil definir uma margem de erro admissível de 5 %, porque se espera encontrar mais erros na população do que o que se está disposto a admitir).

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo<sup>64</sup>:

$$n = \frac{z^2 \times p \times (1 - p)}{T^2}.$$

---

<sup>64</sup> Ao lidar com uma dimensão da amostra reduzida, ou seja, se a dimensão final da amostra representar uma grande proporção da população (como regra geral, mais de 10 % da população) pode ser utilizada uma fórmula mais exata que conduza a  $n = \frac{z^2 \times p \times (1-p)}{T^2} / \left(1 + \frac{z^2 \times p \times (1-p)}{N \cdot T^2}\right)$ .

Exemplo: presumindo um grau de confiança de 95 % ( $z = 1.96$ ), uma margem de desvio admissível (T) de 12 % e uma margem de desvio da população esperada ( $p$ ) de 6 %, a dimensão mínima da amostra seria

$$n = \frac{1.96^2 \times 0.06 \times (1 - 0.06)}{0.12^2} \approx 16.$$

Importa notar que a dimensão da população não afeta a dimensão da amostra; o cálculo acima exagera ligeiramente a dimensão da amostra necessária para populações pequenas, o que é aceite. Os meios para reduzir a dimensão da amostra necessária incluem a redução do grau de confiança (ou seja, o aumento do risco de avaliar o risco de controlo demasiado baixo) e o aumento da margem de desvio admissível.

### 7.9.3 *Extrapolação*

O número de desvios observados na amostra dividido pelo número de elementos na amostra (ou seja, a dimensão da amostra) é a margem de desvio da amostra:

$$EDR = \frac{\# \text{ of deviations in the sample}}{n}$$

Este é igualmente o melhor estimador da margem de desvio extrapolada ( $EDR$ ) que se pode obter a partir da amostra.

### 7.9.4 *Precisão*

Importa recordar que a precisão (o erro de amostragem) é uma medida da incerteza associada à projecção (extrapolação). A precisão é dada pela fórmula seguinte:

$$SE = z \times \frac{p_s \times (1 - p_s)}{\sqrt{n}}$$

em que  $p_s$  é o rácio entre o número de desvios observados na amostra e a dimensão da amostra, a margem de desvio da amostra.

### 7.9.5 *Avaliação*

O limite superior de desvio alcançado é um valor teórico baseado na dimensão da amostra e no número de erros encontrados:

$$ULD = EDR + SE.$$

Representa a margem de erro máxima da população no grau de confiança definido e resulta de quadros binomiais (por exemplo, para uma dimensão da amostra de 150 e um montante de desvios observados de 3 (margem de desvio da amostra de 2 %), a margem de desvio máxima (ou limite superior de desvio alcançado) num grau de confiança de 95 % é:

$$ULD = \frac{3}{150} + 1.96 \times \frac{\frac{3}{150} \times \left(1 - \frac{3}{150}\right)}{\sqrt{150}} = 0.023.$$

Se esta percentagem for superior à margem de desvio admissível, a amostra não é compatível com a margem de erro esperada assumida da população nesse grau de confiança. A conclusão lógica é, portanto, que a população não cumpre o critério definido de nível de garantia elevado e deve ser classificada como tendo um nível de garantia médio ou reduzido. Importa salientar que o limiar em que é alcançada uma garantia reduzida, média ou elevada é definido pela AA.

### ***7.9.6 Métodos especializados de amostragem por atributos***

A amostragem por atributos é um método genérico e, portanto, algumas variantes foram concebidas para fins específicos. De entre estes, a amostragem por descoberta e a amostragem por paragem ou avanço dão resposta a necessidades especializadas.

A amostragem por descoberta destina-se a auditar casos em que um único erro seria crítico; é, portanto, particularmente orientada para a deteção de casos de fraude ou evitação de controlos. Com base na amostragem por atributos, este método pressupõe uma margem de erro nula (ou pelo menos muito reduzida) e não é adequado para a projeção dos resultados para a população, caso se encontrassem erros na amostra. A amostragem por descoberta permite que o auditor conclua, com base numa amostra, se a margem de erro presumida muito reduzida ou nula numa população é um pressuposto válido. Não é um método válido para avaliar o nível de garantia de controlos internos e, por conseguinte, não é aplicável a auditorias dos sistemas.

A amostragem por paragem ou avanço surge da necessidade frequente de reduzir a dimensão da amostra tanto quanto possível. Este método tem como objetivo concluir que a margem de erro da população é inferior a um nível predefinido num determinado grau de confiança ao analisar tão poucos elementos de amostra quanto possível – a amostragem termina assim que seja alcançado o resultado esperado. Este método também não se adequa à projeção dos resultados para a população, embora possa ser útil para avaliar conclusões de auditorias dos sistemas. Pode ser utilizado quando o resultado das auditorias de sistemas é questionado, para verificar se o critério é, de facto, alcançado para o nível de garantia apresentado.

## **7.10 Disposições relativas ao controlo proporcional no período de programação 2014-2020 – consequências para a amostragem**

### **7.10.1 Restrições à seleção de amostras impostas pelo artigo 148.º, n.º 1, do RDC**

As disposições de controlo proporcional constantes do artigo 148.º, n.º 1, do RDC, visam reduzir os encargos administrativos para os beneficiários e evitar que sejam auditados várias vezes por diferentes órgãos e, por vezes, até relativamente à mesma despesa. Essas disposições encontram-se resumidas abaixo e têm consequências no trabalho da AA:

- a) No caso das operações cuja despesa total elegível não exceda **100 000 EUR (FEAMP), 150 000 EUR (FSE) ou 200 000 EUR (FEDER e Fundo de Coesão)**, apenas pode ser realizada uma auditoria pela autoridade de auditoria ou pela Comissão, antes da apresentação das contas do exercício contabilístico em que a operação seja concluída;
- b) No caso das operações cuja despesa total elegível exceda **100 000 EUR (FEAMP), 150 000 EUR (FSE) ou 200 000 EUR (FEDER e Fundo de Coesão)**, pode ser realizada uma auditoria por ano contabilístico pela autoridade de auditoria ou pela Comissão antes da apresentação das contas do exercício contabilístico em que a operação seja concluída;
- c) Não pode ser realizada nenhuma auditoria pela Comissão ou pela autoridade de auditoria em nenhum ano em que já tenha sido realizada uma auditoria pelo Tribunal de Contas Europeu, desde que os resultados do trabalho de auditoria realizado pelo Tribunal de Contas Europeu para as operações em causa possam ser utilizados pela autoridade de auditoria ou pela Comissão para efeitos de cumprimento das respetivas funções.

Para decidir se este artigo se aplica, a avaliação do nível da «despesa total elegível» da operação deve ser efetuada com base no montante da convenção de subvenção, uma vez que a despesa exata que será declarada durante o período de programação não é previamente conhecida.

O artigo 148.º, n.º 4, do RDC, prevê que a AA e a Comissão podem ainda proceder à auditoria das operações sujeitas às condições supramencionadas (sempre que uma avaliação de risco ou uma auditoria do Tribunal de Contas Europeu identifique um risco específico de fraude ou irregularidade, quando existam indícios de deficiências graves no funcionamento do sistema de gestão e de controlo do programa operacional em causa e durante o período a que se refere o artigo 140.º, n.º 1). **Isso significa, em especial para a AA, que as disposições do artigo 148.º, n.º 1, não se aplicam no caso de amostras de auditoria complementares baseadas em risco.**

O artigo 148.º, n.º 1, do RDC, coloca alguns desafios práticos para o trabalho das AA, nomeadamente no que diz respeito à estratégia a adotar para a seleção da amostra, tendo em conta a regra geral estabelecida no artigo 127.º, n.º 1, do RDC. Esta disposição estabelece que a AA deve garantir que as auditorias sejam realizadas « com base numa amostragem adequada das operações e nas despesas declaradas», e, no caso da utilização de amostragem não estatística, com uma dimensão da amostra suficiente para permitir que a autoridade de auditoria emita um parecer de auditoria válido. A secção 7.10.2 abaixo fornece esclarecimentos sobre os ajustamentos a introduzir no método de amostragem nos termos do artigo 148.º.

A AA poderá realizar a sua auditoria em relação a um exercício contabilístico, quer após o exercício contabilístico, no quadro dos procedimentos de amostragem de um período, quer em fases, recorrendo a uma conceção de amostragem de dois ou vários períodos.

No contexto da amostragem de um período, o facto de as auditorias da AA (ou da CE) no que se refere a operações de um ano serem efetuadas ao abrigo dos limites acima mencionados implica que essas operações não possam ser auditadas pela AA nos anos subsequentes antes da apresentação das contas relativas ao exercício contabilístico em que a operação é concluída, a menos que se aplique o artigo 148.º, n.º 4, do RDC.

No contexto da amostragem de vários períodos em relação a um ano contabilístico e sempre que as despesas para a mesma operação sejam selecionadas mais do que uma vez para esse ano, a AA pode ponderar realizar a auditoria de uma operação individual em duas (ou mais) fases. Isso significa que, se qualquer operação foi selecionada para amostragem num período de amostragem do ano contabilístico, a AA manterá a operação na população a incluir na amostra e a auditar nos períodos de amostragem seguintes do mesmo exercício contabilístico. Neste caso, a substituição ou a exclusão das operações não se aplicam, uma vez que existe uma única auditoria, cujo trabalho é distribuído por diferentes momentos referentes ao mesmo ano. Uma vez que, após a seleção da amostra para o primeiro período de amostragem, a AA não pode prever se as operações selecionadas serão selecionadas para auditoria das despesas em qualquer outro período de amostragem desse ano contabilístico, recomenda-se que a AA informe os beneficiários em causa do facto de as suas operações terem sido selecionadas para uma auditoria referente ao exercício contabilístico relevante e da possibilidade de a operação ser auditada em diferentes fases. Isso exige um esclarecimento na carta dirigida à AG/ao beneficiário, a anunciar que a operação foi selecionada para auditoria<sup>65</sup>.

---

<sup>65</sup> Recomenda-se que as AA incluam o texto seguinte (ou semelhante) nas cartas que anunciam uma auditoria no âmbito de conceções de amostragem de dois ou vários períodos: «A sua operação foi selecionada para uma auditoria pela autoridade de auditoria do programa relacionada com as despesas declaradas pelas autoridades nacionais à Comissão Europeia no exercício contabilístico de julho de 20xx a junho de 20xx. Informa-se que esta auditoria pode ser efetuada em mais de uma fase de auditoria, ao longo dos próximos meses. Será informado posteriormente se a auditoria se restringirá às despesas

O artigo 148.º, n.º 1, do RDC especifica que pode ser realizada uma auditoria por ano contabilístico relativamente a operações que excedam determinados limiares relevantes. Este requisito é interpretado como uma auditoria referente às despesas declaradas no exercício contabilístico e não como uma auditoria realizada no período de um exercício contabilístico.

A fim de evitar encargos administrativos para o beneficiário decorrentes de mais de uma visita ao local para a mesma operação, a AA pode decidir prosseguir as fases subsequentes da auditoria após as primeiras verificações ao nível da Autoridade de Gestão/do Organismo Intermediário, desde que a documentação de apoio possa ser verificada nos ficheiros mantidos por essas entidades.

#### Operações auditadas pelo TCE:

Para além das duas primeiras condições estabelecidas no artigo 148.º, n.º 1, do RDC, esta disposição estabelece ainda que a AA não pode realizar uma auditoria de uma operação se esta tiver sido auditada no mesmo ano pelo TCE e a AA puder recorrer às conclusões tiradas por esta instituição.

Esta disposição coloca igualmente desafios práticos à AA, em particular quando as conclusões do TCE sobre a auditoria das operações selecionadas não estão disponíveis a tempo de a AA as poder avaliar e decidir se podem ser utilizadas para fins do parecer de auditoria da AA. Além disso, pode acontecer que as conclusões do TCE se prendam com um período de referência relativo a despesas declaradas diferentes daquelas relativamente às quais a AA deve elaborar um parecer de auditoria, o que significa que as conclusões do TCE não podem ser utilizadas pela AA para esse efeito.

Se, na verdade, estiverem disponíveis conclusões do TCE sobre a auditoria da operação selecionada pela AA em tempo útil para poder elaborar o parecer de auditoria relevante, a AA utilizará os resultados do trabalho de auditoria realizado pelo TCE para determinar o erro relativo a essa operação, sempre que concorde com as conclusões e sem necessidade de repetir os procedimentos de auditoria.

#### ***7.10.2 Metodologia de amostragem ao abrigo do regime de controlo proporcional***

##### Seleção da amostra

Tal como estipula o artigo 28.º, n.º 8, do RD: «*Quando se aplicam as condições de controlo proporcional previstas no artigo 148.º, n.º 1, do Regulamento (UE) n.º 1303/2013, a autoridade de auditoria pode excluir os elementos referidos no mesmo artigo da população a amostrar. Se a operação em causa já tiver sido selecionada na amostra, a autoridade de auditoria deve substituí-la utilizando uma seleção aleatória adequada.*»

---

declaradas relativas ao primeiro semestre (*outro período de amostragem*) ou se incluirá também despesas relacionadas com o segundo semestre (*outro período de amostragem*)».

De acordo com as disposições deste artigo, a AA pode utilizar para a seleção da amostra, quer a população positiva original das despesas declaradas, quer uma população reduzida, ou seja, a população da qual são excluídas as unidades de amostragem abrangidas pelo artigo 148.º do RDC.

Sempre que esteja em causa a substituição das operações/outras unidades de amostragem, estas unidades de amostragem devem ser substituídas na amostra, selecionando uma amostra adicional com uma dimensão igual ao número das operações substituídas. As «unidades de substituição» devem ser selecionadas recorrendo à mesma metodologia utilizada na amostra original. Em particular, no âmbito dos métodos PPS (ou seja, MUS e amostragem não estatística PPS), as unidades de amostragem adicionais devem ser selecionadas com base numa seleção por probabilidade proporcional à dimensão. Incluem-se exemplos de seleção na secção 7.10.3.1.

Em casos de substituição e exclusão, a dimensão da amostra é calculada com base nos parâmetros da população (como o valor contabilístico, o número de unidades de amostragem) correspondentes à população original (ou seja, a população que inclui operações/outras unidades de amostragem abrangidas pelo artigo 148.º, n.º 1, do RDC). São utilizadas as fórmulas padrão para o cálculo da dimensão da amostra (apresentadas na secção 6 das orientações).

A decisão de recorrer à exclusão ou à substituição de unidades de amostragem deve ser tomada pela AA com base em critérios profissionais. A AA pode considerar mais prático aplicar a substituição de operações por populações com um pequeno número de unidades de amostragem (amostragem aleatória simples) ou uma pequena parte das despesas (MUS) abrangidas pelo artigo 148.º, uma vez que a probabilidade de seleção de tais unidades (e as implicações técnicas subjacentes à substituição) é reduzida. Em contrapartida, no caso de populações com um elevado número de unidades de amostragem/despesas abrangidas pelo artigo 148.º, a substituição será mais frequente e por vezes terá de ser repetida várias vezes. Consequentemente, em tais casos, a AA pode considerar mais prático aplicar a exclusão de unidades populacionais abrangidas pelo artigo 148.º do RDC da população a amostrar, a fim de evitar substituições de unidades de amostragem.

### Projeção dos erros

É necessário que a AA elabore um parecer de auditoria sobre as despesas totais declaradas, como decorre do artigo 127.º, n.º 1, RDC. Por conseguinte, mesmo que a população de onde a amostra foi retirada corresponda às despesas declaradas deduzidas das despesas relativas às operações abrangidas pelo artigo 148.º, continua a ser necessário calcular o erro total relativo às despesas declaradas para efeitos de elaboração do parecer de auditoria respeitante a essas despesas.

Este objetivo pode ser atingido de duas formas distintas. Em primeiro lugar, nas fórmulas de projeção, a dimensão da população  $N_{(h)}$  e o valor contabilístico da

população  $BV_{(h)}$  são os que correspondem à população original (ou seja, a população que inclui as unidades de amostragem abrangidas pelo artigo 148.º). Nesse caso, a projeção do erro será realizada para a população original (por estrato), não sendo necessária qualquer medida adicional. Trata-se de uma abordagem recomendada, em particular, no caso da substituição de operações/outras unidades de amostragem.

Em alternativa, isso pode ser efetuado em duas fases: Em primeiro lugar, nas fórmulas de projeção, a dimensão da população  $N_{(h)}$  e o valor contabilístico da população  $BV_{(h)}$  são os que correspondem à população reduzida (ou seja, obtida após a dedução das unidades de amostragem abrangidas pelo artigo 148.º do RDC). Depois de projetar o erro dessa forma, este erro projetado é multiplicado pelo rácio entre as despesas declaradas relativas à população original e as despesas declaradas relativas à população reduzida  $\frac{BV_{(h) \text{ original population}}}{BV_{(h) \text{ reduced population}}}$  a fim de obter o erro total projetado da população original (normalmente, na MUS e na amostragem aleatória simples com estimativa do rácio) Esta projeção da população reduzida para a população original pode igualmente ser realizada multiplicando o erro da população reduzida pelo rácio entre a dimensão da população da original e a dimensão da população reduzida  $\frac{N_{(h) \text{ original population}}}{N_{(h) \text{ reduced population}}}$  (normalmente, na amostragem aleatória simples com estimativa da média por unidade). Este procedimento realizado em duas fases é uma abordagem recomendada, em especial, no caso da exclusão de operações/outras unidades de amostragem.

De igual modo, a precisão também pode ser calculada, quer em relação à população original  $SE_{(h) \text{ original}}$ , quer à população reduzida  $SE_{(h) \text{ reduzida}}$  (ver, no entanto, algumas restrições apresentadas nas tabelas abaixo). Caso a precisão seja calculada para a população reduzida, deve, na fase seguinte, ser ajustada a fim de refletir a população original.

Tal como para a projeção dos erros, esse ajustamento é realizado multiplicando a precisão relativa à população reduzida pelo rácio  $\frac{BV_{(h) \text{ original population}}}{BV_{(h) \text{ reduced population}}}$  (no caso da MUS e da amostragem aleatória simples com estimativa do rácio) ou pelo rácio  $\frac{N_{(h) \text{ original population}}}{N_{(h) \text{ reduced population}}}$  (no caso da amostragem aleatória simples com estimativa da média por unidade).

Não é possível identificar uma metodologia que seja sempre mais adequada do que as demais (por exemplo, projetando e calculando a precisão em relação à população original ou à população reduzida), pois alguns métodos de amostragem podem impor algumas restrições técnicas a este respeito.

Os quadros abaixo incluem um resumo das abordagens à seleção de amostras, projeção de erros e cálculo da precisão da amostra no quadro das restrições impostas pelos princípios dos regimes de controlo proporcional.

a) Abordagem padrão da MUS

<b>Conceção da amostragem</b>	<b>MUS padrão: Exclusão de unidades de amostragem</b>	<b>MUS padrão: Substituição de unidades de amostragem</b>
<i>Parâmetros utilizados para o cálculo da dimensão da amostra</i>	Correspondem à população original.	Correspondem à população original.
<i>População utilizada para a seleção da amostra</i>	População reduzida	População original
<i>Abordagem recomendada para a projeção do erro e o cálculo da precisão</i>	<p>A projeção do erro e o cálculo da precisão relativos à população reduzida devem, na fase seguinte, ser ajustados a fim de refletir a população original.</p> <p>O ajustamento pode ser realizado multiplicando o erro projetado e a precisão pelo rácio entre a despesa <math>BV_{(h) original}</math> da população original e a despesa <math>BV_{(h) reduzida}</math> da população reduzida.</p> <p>No caso das unidades do estrato de valor elevado abrangidas pelo artigo 148.º (ou qualquer outro estrato exaustivo), pode ser necessário calcular o erro relativo ao estrato de valor elevado e projetar esse erro para as unidades que não foram auditadas nesse estrato, recorrendo à fórmula <math>EE_e = EE_{e reduced} \times \frac{BV_{e original}}{BV_{e reduced}}</math> (em que <math>EE_{e reduced}</math> representa o montante do erro nas unidades de amostragem do estrato de valor elevado auditado, <math>BV_{e original}</math> refere-se ao valor contabilístico do estrato de valor elevado original e <math>BV_{e reduced}</math> refere-se ao valor contabilístico dos elementos do estrato de valor elevado que foram sujeitos a auditoria).</p>	<p>Projeção do erro e cálculo da precisão para a população original.</p> <p>As unidades do estrato de valor elevado (ou as unidades de qualquer outro estrato exaustivo) excluídas dos procedimentos de auditoria por via das disposições do artigo 148.º devem ser substituídas pelas unidades de amostragem do estrato de valor reduzido. Nesse caso, pode ser necessário calcular o erro relativo ao estrato de valor elevado e projetar esse erro para as unidades que não foram auditadas nesse estrato, recorrendo à fórmula <math>EE_e = EE_{e reduced} \times \frac{BV_{e original}}{BV_{e reduced}}</math> (em que <math>EE_{e reduced}</math> representa o montante do erro nas unidades de amostragem do estrato de valor elevado auditado, <math>BV_{e original}</math> refere-se ao valor contabilístico do estrato de valor elevado original e <math>BV_{e reduced}</math> refere-se ao valor contabilístico dos elementos do estrato de valor elevado que foram sujeitos a auditoria).</p>

B) Abordagem conservadora da MUS

<b>Conceção da amostragem</b>	<b>MUS conservadora: Exclusão de unidades de amostragem</b>	<b>MUS conservadora: Substituição de unidades de amostragem</b>
<i>Parâmetros utilizados para o cálculo da dimensão da amostra</i>	NA (a dimensão da amostra permanecerá a mesma, independentemente de ser calculada com a população original ou com parâmetros da população reduzida)	NA (a dimensão da amostra permanecerá a mesma, independentemente de ser calculada com a população original ou com parâmetros da população reduzida)
<i>População utilizada para a seleção da amostra</i>	População reduzida	População original
<i>Abordagem recomendada para a</i>	A projeção do erro e o cálculo da precisão relativos à população reduzida devem, na fase	Tendo em conta as questões técnicas relacionadas com a projeção do erro e o

<p><i>projeção do erro e o cálculo da precisão</i></p>	<p>seguinte, ser ajustados a fim de refletir a população original.</p> <p>O ajustamento pode ser realizado multiplicando o erro projetado e a precisão pelo rácio entre a despesa <math>BV_{(h) original}</math> da população original e a despesa <math>BV_{(h) reduzida}</math> da população reduzida.</p> <p>No caso das unidades do estrato de valor elevado abrangidas pelo artigo 148.º, pode ser necessário calcular o erro relativo ao estrato de valor elevado e projetar esse erro para as unidades que não foram auditadas nesse estrato, recorrendo à fórmula <math>EE_e = EE_{e reduced} \times \frac{BV_{e original}}{BV_{e reduced}}</math> (em que <math>EE_{e reduced}</math> representa o montante do erro nas unidades de amostragem do estrato de valor elevado auditado, <math>BV_{e original}</math> refere-se ao valor contabilístico do estrato de valor elevado original e <math>BV_{e reduced}</math> refere-se ao valor contabilístico de elementos do estrato de valor elevado que foram sujeitos a auditoria).</p>	<p>cálculo da precisão no caso da substituição de unidades de amostragem na abordagem conservadora da MUS, recomenda-se o recurso à exclusão de unidades de amostragem caso se opte por aplicar a abordagem conservadora da MUS<sup>66</sup>.</p>
--	---	---

c) Amostragem aleatória simples

<b>Conceção da amostragem</b>	<b>Amostragem aleatória simples: Exclusão de unidades de amostragem</b>	<b>Amostragem aleatória simples: Substituição de unidades de amostragem</b>
<i>Parâmetros utilizados para o cálculo da dimensão da amostra</i>	Correspondem à população original.	Correspondem à população original.
<i>População utilizada para a seleção da amostra</i>	População reduzida	População original
<i>Abordagem recomendada para a projeção do erro e o cálculo da precisão</i>	<p>A projeção do erro e o cálculo da precisão relativos à população reduzida devem, na fase seguinte, ser ajustados a fim de refletir a população original.</p> <p>Ao utilizar a estimativa da média por unidade, o ajustamento pode ser realizado multiplicando o erro projetado e a precisão pelo rácio entre a dimensão da população <math>N_{(h) original}</math> da população original e <math>N_{(h) reduzida}</math> da população reduzida.</p> <p>Ao usar a estimativa do rácio, o ajustamento pode ser realizado multiplicando o erro projetado e a precisão pelo rácio entre a despesa <math>BV_{(h) original}</math> da população original e a despesa <math>BV_{(h) reduzida}</math> da população reduzida.</p>	<p>Projeção do erro para a população original (tanto no caso da estimativa do rácio como no da estimativa da média por unidade).</p> <p>No caso da estimativa da média por unidade, a precisão é calculada para a população original. No caso da estimativa do rácio, a precisão tem de ser calculada para a população reduzida (população da qual foram deduzidos todos os elementos de amostragem abrangidos pelo artigo 148.º). Deve, posteriormente, ser ajustada na fase seguinte a fim de refletir a população</p>

<sup>66</sup> Caso a AA tenha decidido aplicar a substituição na abordagem conservadora da MUS, deve solicitar-se o parecer da Comissão a fim de determinar as fórmulas específicas a aplicar e obter informações técnicas em relação à seleção e projeção da amostra.

Conceção da amostragem	Amostragem aleatória simples: Exclusão de unidades de amostragem	Amostragem aleatória simples: Substituição de unidades de amostragem
	<p>A projeção do erro pode também ser realizada diretamente para a população original, tanto na estimativa do rácio como na estimativa da média por unidade.</p> <p>A precisão não deve ser calculada diretamente para a população original no caso da estimativa do rácio; isso só é possível para a estimativa da média por unidade. A precisão calculada para a população reduzida no caso da estimativa do rácio deve ser ajustada para a população original, multiplicando a precisão da população reduzida pelo rácio <math>\frac{BV_{(h) \text{ original population}}}{BV_{(h) \text{ reduced population}}}</math>.</p> <p>No caso das unidades do estrato de valor elevado (ou qualquer outro estrato exaustivo) abrangidas pelo artigo 148.º, pode ser necessário calcular um erro para o estrato de valor elevado e projetar esse erro para as unidades que não foram auditadas nesse estrato. No caso da estimativa do rácio, deve recorrer-se à fórmula <math>EE_e = EE_{e \text{ reduced}} \times \frac{BV_{e \text{ original}}}{BV_{e \text{ reduced}}}</math> (em que <math>EE_{e \text{ reduced}}</math> representa o montante do erro nas unidades de amostragem do estrato de valor elevado auditado, <math>BV_{e \text{ original}}</math> se refere ao valor contabilístico do estrato de valor elevado original e <math>BV_{e \text{ reduced}}</math> se refere ao valor contabilístico dos elementos do estrato de valor elevado que foram sujeitos a auditoria). No caso da estimativa da média por unidade, deve recorrer-se à fórmula <math>EE_e = EE_{e \text{ reduced}} \times \frac{N_{e \text{ original}}}{N_{e \text{ reduced}}}</math> (em que <math>EE_{e \text{ reduced}}</math> representa o montante do erro nas unidades de amostragem do estrato de valor elevado auditado, <math>N_{e \text{ original}}</math> se refere ao número de unidades de amostragem do estrato de valor elevado original e <math>N_{e \text{ reduced}}</math> se refere ao número de unidades de amostragem do estrato de valor elevado que foram sujeitas a auditoria).</p>	<p>original. O ajustamento pode ser realizado multiplicando a precisão da população reduzida pelo rácio entre a despesa <math>BV_{(h) \text{ original}}</math> da população original e a despesa <math>BV_{(h) \text{ reduzida}}</math> da população reduzida. Cumpre também notar que, mesmo que a AA não tenha selecionado quaisquer elementos de amostragem abrangidos pelo artigo 148.º na sua amostra, a precisão, no caso da estimativa do rácio, deve igualmente ser calculada para a população reduzida e posteriormente ajustada, recorrendo à fórmula supramencionada.</p> <p>No caso das unidades do estrato de valor elevado (ou qualquer outro estrato exaustivo) abrangidas pelo artigo 148.º, pode ser necessário calcular um erro para o estrato de valor elevado e projetar esse erro para as unidades que não foram auditadas nesse estrato. No caso da estimativa do rácio, deve recorrer-se à fórmula <math>EE_e = EE_{e \text{ reduced}} \times \frac{BV_{e \text{ original}}}{BV_{e \text{ reduced}}}</math> (em que <math>EE_{e \text{ reduced}}</math> representa o montante do erro nas unidades de amostragem do estrato de valor elevado auditado, <math>BV_{e \text{ original}}</math> se refere ao valor contabilístico do estrato de valor elevado original e <math>BV_{e \text{ reduced}}</math> se refere ao valor contabilístico dos elementos do estrato de valor elevado que foram sujeitos a auditoria). No caso da estimativa da média por unidade, deve recorrer-se à fórmula <math>EE_e = EE_{e \text{ reduced}} \times \frac{N_{e \text{ original}}}{N_{e \text{ reduced}}}</math> (em que <math>EE_{e \text{ reduced}}</math> representa o montante do erro nas unidades de amostragem do estrato de valor elevado auditado, <math>N_{e \text{ original}}</math> se refere ao número de unidades de amostragem do estrato de valor elevado original e <math>N_{e \text{ reduced}}</math> se refere ao número de unidades de amostragem do estrato de valor elevado que foram sujeitas a auditoria).</p>

### 7.10.3 Exemplos

#### 7.10.3.1 Exemplos de substituição de unidades de amostragem em métodos PPS (amostragens MUS e PPS não estatísticas)

Conforme esclarecido na secção acima, nos métodos PPS (amostragens MUS e PPS não estatísticas), as unidades de amostragem abrangidas pelo artigo 148.º devem ser substituídas pela seleção de novas unidades, recorrendo à seleção por probabilidades proporcionais à dimensão.

Cumprir notar que o procedimento para a seleção de novas unidades de amostragem no caso da amostragem PPS não estatística é o mesmo que o utilizado no caso da abordagem padrão da MUS, pelo que a substituição das unidades de amostragem nestes 2 métodos é ilustrada por exemplos comuns. Os 2 exemplos apresentados abaixo ilustram, respetivamente:

- a) Substituição de unidades de amostragem em estratos de valor reduzido no caso da abordagem padrão da MUS e da amostragem PPS não estatística
- b) Substituição de unidades de amostragem em estratos de valor elevado no caso da abordagem padrão da MUS e da amostragem PPS não estatística

#### a) Substituição de unidades de amostragem em estratos de valor reduzido – abordagem padrão da MUS e amostragem PPS não estatística

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações de um programa.

A população é resumida no quadro seguinte:

Dimensão da população (número de operações)	3.852
Valor contabilístico (despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR

A dimensão da amostra é de 30 operações (calculada para a abordagem padrão da MUS tendo em conta os parâmetros da amostra relevantes ou a cobertura recomendada das operações no caso da seleção PPS não estatística com base no nível de garantia das auditorias dos sistemas). O estrato de valor elevado inclui 8 operações acima do valor-limite de 139 996 067,47 com um valor total de 1 987 446 254 EUR. Por conseguinte, o intervalo de amostragem ascende a 100 565 262 EUR:

$$\text{Sampling interval (SI)} = \frac{BV_s}{n_s} = \frac{4,199,882,024 - 1,987,446,254}{22 \text{ (i. e. } 30 - 8)} = 100,565,262$$

O valor das 22 operações selecionadas pela AA a partir do estrato de valor reduzido com a aplicação do intervalo supramencionado é de 65 550 000 EUR. Esta amostra inclui 2 operações auditadas pelos serviços da CE com 950 000 EUR de despesas declaradas à CE. As operações são substituídas nos termos das disposições do artigo 148.º, por meio da seleção de uma unidade de substituição, recorrendo à seleção por probabilidades proporcionais à dimensão.

As novas unidades de amostragem devem ser selecionadas entre a população restante do estrato de valor reduzido, que é um ficheiro que contém 3 822 unidades de amostragem (3 852 operações da população menos 30 operações originalmente selecionadas)<sup>67</sup> utilizando o intervalo de 1 073 442 885 EUR:

$$\text{Sampling interval used for replacement (SI')} = \frac{BV_{SI}}{n_{SI}} = \frac{4,199,882,024 - 1,987,446,254 - 65,550,000}{2} = 1\,073\,442\,885$$

Na amostra original, as operações abrangidas pelo artigo 148.º são substituídas pelas 2 operações recém-selecionadas. A projeção é efetuada como habitualmente, utilizando a população e os parâmetros da amostra  $BV_s$  e  $n_s$ , isto é, somando os erros do estrato de valor elevado e projetando os erros do estrato de valor reduzido com recurso à fórmula:

$$EE_s = \frac{BV_s}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

em que  $BV_s = 2\,212\,435\,770$  ( $4,199,882,024 - 1,987,446,254$ ) e  $n_s=22$ .

Supondo que a soma das margens de erro de todas as unidades do estrato de valor reduzido ( $\sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$ ) é 0,52, o erro extrapolado para o estrato de valor reduzido é de 52 293 936 EUR.

A autoridade de auditoria detetou erros no valor total de 692 EUR no estrato de valor elevado. Assim, o erro projetado na nossa população ascende a 52 294 628 EUR ( $52\,293\,936 + 692$ ), ou seja, 1,25 % do valor da população.

No caso da aplicação da amostragem PPS não estatística, a autoridade de auditoria consideraria não existirem provas suficientes para concluir que a população contém erros materiais. No entanto, a precisão alcançada não pode ser determinada e a confiança da conclusão é desconhecida.

---

<sup>67</sup> A AA pode também decidir eliminar do ficheiro todas as outras unidades de amostragem abrangidas pelo artigo 148.º e selecionar as novas unidades de amostragem apenas entre a população do estrato de valor reduzido não abrangida pelo artigo 148.º. Este procedimento evitaria o risco de se realizar uma seleção devido à substituição por diversas vezes, o que seria necessário se os elementos recém-selecionados estivessem igualmente abrangidos pelo artigo 148.º.

No caso da aplicação da abordagem padrão da MUS, para avaliar o limite superior de erro, a autoridade de auditoria calcularia a precisão recorrendo à fórmula padrão:

$$SE = z \times \frac{BV_s}{\sqrt{n_s}} \times s_r$$

em que  $BV_s = 2\,212\,435\,770$  (4,199,882,024 - 1,987,446,254) e  $n_s=22$ .

*b) Substituição de unidades de amostragem em estratos de valor elevado – abordagem padrão da MUS e amostragem PPS não estatística*

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações de um programa.

A população é resumida no quadro seguinte:

Dimensão da população (número de operações)	3.852
Valor contabilístico (despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR

A dimensão da amostra é de 30 operações (calculada para a abordagem padrão da MUS tendo em conta os parâmetros da amostra relevantes ou a cobertura recomendada das operações no caso da seleção PPS não estatística com base no nível de garantia das auditorias dos sistemas). O estrato de valor elevado inclui 8 operações acima do valor-limite de 139 996 067,47 com um valor total de 1 987 446 254 EUR.

Depois de determinadas as operações/unidades de amostragem pertencentes ao estrato de valor elevado na abordagem padrão da MUS e na amostragem PPS não estatística, recomenda-se que, antes da seleção da amostra no estrato de valor reduzido, a AA verifique se o estrato de valor elevado inclui algumas unidades de amostragem abrangidas pelo artigo 148.º. Se, no nosso exemplo, as 8 operações do estrato de valor elevado incluíssem uma operação abrangida pelo artigo 148.º, a dimensão da amostra a atribuir ao estrato de valor reduzido seria 23 (30 menos 7), garantindo a auditoria de 30 operações. Nesse caso, não é necessário realizar uma seleção específica de unidades de amostragem destinadas a substituir a operação abrangida pelo artigo 148.º no estrato de valor elevado.

No entanto, se a autoridade de auditoria determinasse após a seleção do estrato de valor reduzido de 22 operações (30 menos 8), que 1 operação no estrato de valor elevado é abrangida pelo artigo 148.º, a unidade de amostragem adicional do estrato de valor reduzido destinada a substituir a unidade de amostragem do estrato de valor elevado seria selecionada com recurso à probabilidade proporcional à dimensão. (Como não existem outras unidades disponíveis para substituição no estrato de valor elevado, a fim de evitar a redução artificial da dimensão da amostra por via dessa restrição, seria

selecionado um elemento do estrato de valor reduzido para fins de substituição, garantindo a cobertura de 30 operações).

Originalmente, a AA selecionou as 22 operações com o valor total de 65 550 000 EUR do estrato de valor reduzido, utilizando o intervalo de 100 565 262 EUR:

$$\text{Sampling interval (SI)} = \frac{BV_s}{n_s} = \frac{4,199,882,024 - 1,987,446,254}{22 \text{ (i. e. } 30 - 8)} = 100,565,262$$

A nova unidade de amostragem do estrato de valor reduzido destinada a substituir a unidade de amostragem do estrato de valor elevado deve ser selecionada entre a população restante do estrato de valor reduzido, que é um ficheiro que contém 3 822 unidades de amostragem (3 852 operações da população menos 30 operações originalmente selecionadas)<sup>68</sup> utilizando o intervalo de 2 146 885 770 EUR:

$$\text{Sampling interval used for replacement (SI')} = \frac{BV_{SI'}}{n_{SI'}} = \frac{4,199,882,024 - 1,987,446,254 - 65,550,000}{1} = 2\,146\,885\,770 \text{ EUR}$$

Consequentemente, a nossa auditoria cobre 7 operações no estrato de valor elevado e 23 operações no estrato de valor reduzido.

A projeção dos erros no estrato de valor reduzido baseia-se na fórmula padrão:

$$EE_s = \frac{BV_s}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

em que  $BV_s = 2\,212\,435\,770$  ( $4,199,882,024 - 1,987,446,254$ ) e  $n_s=23$ .

Supondo que a soma das margens de erro de todas as unidades do estrato de valor reduzido ( $\sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$ ) é 0,52, o erro extrapolado para o estrato de valor reduzido é de 50 020 287 EUR.

A autoridade de auditoria detetou erros no valor total de 420 EUR nas 7 operações do estrato de valor elevado, sujeitas a auditoria. Seira necessário calcular o erro do estrato de valor elevado recorrendo à seguinte fórmula:

$$EE_{e \text{ original}} = EE_{e \text{ reduced}} \times \frac{BV_{e \text{ original}}}{BV_{e \text{ reduced}}}$$

em que:

---

<sup>68</sup> Ver igualmente a nota de rodapé acima, que clarifica que a AA pode decidir selecionar as novas unidades de amostragem apenas entre a população não abrangida pelo artigo 148.º

- $EE_{e\ reduced}$  se refere ao montante do erro detetado nas operações do estrato de valor elevado sujeitas a auditoria (excluindo as operações abrangidas pelo artigo 148.º),
- $BV_{e\ original}$  se refere-se ao valor contabilístico total do estrato de valor elevado, incluindo as operações abrangidas pelo artigo 148.º, e
- $BV_{e\ reduced}$  se refere-se ao valor contabilístico total do estrato de valor elevado, excluindo as operações abrangidas pelo artigo 148.º.

Supondo que, no nosso exemplo, foi declarado o montante de 290 309 600 EUR para a operação abrangida pelo artigo 148.º no estrato de valor elevado, o erro do estrato de valor elevado ascenderia a 492 EUR:

$$EE_{e\ original} = 420 \times \frac{1,987,446,254}{1,697,136,654} = 492$$

Consequentemente, o erro extrapolado ao nível da população seria de 50 020 779 (ou seja, 1,19 % do valor da população):

$$EE = 50,020,287 + 492 = 50,020,779$$

No caso da aplicação da amostragem PPS não estatística, a autoridade de auditoria consideraria não existirem provas suficientes para concluir que a população contém erros materiais. No entanto, a precisão alcançada não pode ser determinada e a confiança da conclusão é desconhecida.

No caso da aplicação da abordagem padrão da MUS, para avaliar o limite superior de erro, a autoridade de auditoria calcularia a precisão recorrendo à fórmula padrão:

$$SE = z \times \frac{BV_s}{\sqrt{n_s}} \times s_r$$

em que  $BV_s = 2\,212\,435\,770$  ( $4,199,882,024 - 1,987,446,254$ ) e  $n_s=23$ .

### 7.10.3.2 Exemplo da exclusão de operações na fase de seleção de amostras na abordagem padrão da MUS

Tomemos uma população de despesas declaradas à Comissão num determinado ano, para operações num programa. As auditorias dos sistemas realizadas pela autoridade de auditoria produziram um nível de garantia reduzido. Por conseguinte, a amostragem para este programa deve ser efetuada com um grau de confiança de 90 %.

A população é sintetizada no quadro seguinte:

Dimensão da população (número de operações)	3.852
---	-------

Valor contabilístico (soma das despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR
---	----------------------

Existem 4 operações abrangidas pelas disposições do artigo 148.º, n.º 1, do RDC; a soma total dos valores contabilísticos é de 12 706 417 EUR. Serão excluídos da população a amostrar.

A dimensão da amostra é calculada do seguinte modo:

$$n = \left( \frac{z \times BV \times \sigma_r}{TE - AE} \right)^2$$

em que  $\sigma_r$  é o desvio padrão das margens de erro resultantes de uma amostra MUS e BV é a despesa total no ano de referência, que inclui as 4 operações anteriores. Com base numa amostra preliminar de 20 operações, a AA estima que o desvio padrão das margens de erro seja de 0,0935.

Dada esta estimativa para o desvio padrão das margens de erro, o erro máximo admissível e o erro esperado, existem condições para calcular a dimensão da amostra. Assumindo um erro admissível que é de 2 % do valor contabilístico total, 2 % x 4 199 882 024 = 83 997 640 (valor de materialidade estipulado no regulamento) e uma taxa de erro esperada de 0,4 %, 0,4 % x 4 199 882 024 = 16 799 528,

$$n = \left( \frac{1.645 \times 4,199,882,024 \times 0.0935}{83,997,640 - 16,799,528} \right)^2 \approx 93$$

Em primeiro lugar, é necessário identificar as unidades de valor elevado da população (caso existam) que pertencerão a um estrato de valor elevado a submeter a um trabalho de auditoria de 100 %. O valor-limite para determinar este estrato superior é igual ao rácio entre o valor contabilístico (BV), excluindo as 4 operações já referidas (num total de 12 706 417 EUR) e a dimensão prevista da amostra (n). Todos os elementos cujo valor contabilístico seja superior a este valor-limite (se  $BV_i > BV/n$ ) serão colocados no estrato de auditoria de 100 %. Neste caso, o valor-limite é  $4\,187\,175\,607/93=45\,023\,394$  EUR.

A AA colocou num estrato isolado todas as operações de valor contabilístico superior a 45 023 394, o que corresponde a 6 operações, perfazendo 586 837 081 EUR.

O intervalo de amostragem para a restante população é igual ao valor contabilístico no estrato não exaustivo ( $BV_s$ ) (a diferença entre o valor contabilístico total do qual foram deduzidas as operações excluídas e o valor contabilístico das 6 operações pertencentes ao estrato superior), dividido pelo número de operações a seleccionar (93 menos as 6 operações no estrato superior).

$$\text{Sampling interval} = \frac{BV_s}{n_s} = \frac{4,187,175,607 - 586,837,081}{87} = 41,383,201$$

A AA verificou que não existem operações com valores contabilísticos superiores ao intervalo, pelo que o estrato superior inclui apenas as 6 operações com valor contabilístico mais elevado do que o valor-limite. A amostra é obtida a partir de uma lista de operações aleatória, selecionando cada elemento que contenha a 41 383 201.<sup>a</sup> unidade monetária.

Um ficheiro que contenha as restantes 3 842 operações (3 852 menos 4 operações excluídas e 6 operações de valor elevado) da população é ordenado aleatoriamente e é criada uma variável cumulativa sequencial do valor contabilístico. Obtém-se um valor da amostra de 87 operações (93 menos 6 operações de valor elevado) utilizando a seleção sistemática.

Após auditar as 93 operações, a AA está em posição de projetar o erro.

Das 6 operações de valor elevado (valor contabilístico total de 586 837 081 EUR), 3 apresentam um erro correspondente a um montante do erro de 7 616 805 EUR.

Para a restante amostra, o erro tem um tratamento diferente. Para estas operações, aplica-se o seguinte procedimento:

- 1) Para cada unidade na amostra, calcular a margem de erro, ou seja, o rácio entre o erro e a respetiva despesa  $\frac{E_i}{BV_i}$
- 2) Somar estas margens de erro em todas as unidades na amostra
- 3) Multiplicar o resultado anterior pelo intervalo de amostragem (SI)

$$EE_s = \frac{BV_s}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

em que  $BV_s$  e  $n_s$  são, respetivamente, o valor contabilístico utilizado para calcular o intervalo de amostragem (4 187 175 607 EUR - 586 837 081 EUR = 3 600 338 526 EUR) e 87.

$$EE_s = 41,383,201 \times 1.026 = 42,459,164$$

A fim de projetar o erro (em euros) do estrato de amostragem para a população positiva original das despesas declaradas à CE, é preciso multiplicar o erro projetado pelo rácio da despesa original do estrato (sem dedução das unidades excluídas) e da despesa reduzida do estrato (após dedução das unidades excluídas)

$$EE_{s,original} = \frac{BV_{s,original}}{BV_{s,reduced}} \times EE_s = \frac{3,613,044,943}{3,600,338,526} \times 42,459,164 = 42,609,012$$

Não é necessário projetar o erro apurado no estrato de valor elevado para a população original, pois a despesa das 4 unidades excluídas situa-se abaixo do valor-limite.

O erro projetado ao nível da população original é simplesmente a soma dos dois componentes (estrato de valor elevado e estrato de amostragem):

$$EE_{original} = 7,616,805 + 42,609,012 = 50,225,817$$

A margem de erro projetada é o rácio entre o erro projetado e a despesa total da população original:

$$r = \frac{50,225,817}{4,199,882,024} = 1.20\%$$

O desvio-padrão das margens de erro no estrato da amostragem é 0,0832.

A precisão é dada por:

$$SE = z \times \frac{BV_s}{\sqrt{n_s}} \times s_r = 1.645 \times \frac{3,600,338,526}{\sqrt{87}} \times 0.0832 = 52,829,067$$

A fim de projetar essa precisão para a população original (incluindo as unidades excluídas), o valor obtido deve ser multiplicado pelo rácio entre a despesa original do estrato de amostragem e a despesa reduzida do estrato de amostragem (do qual foram deduzidas as unidades excluídas)

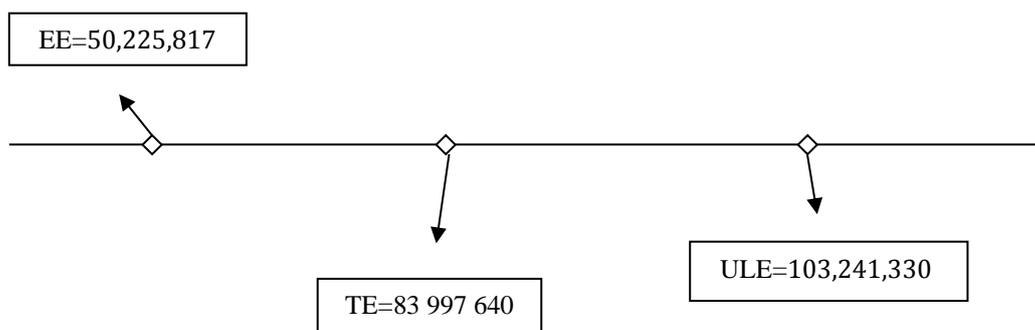
$$SE_{original} = \frac{BV_{s,original}}{BV_{s,reduced}} \times SE = \frac{3,613,044,943}{3,600,338,526} \times 52,829,067 = 53,015,513$$

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do próprio erro projetado  $EE$  com a precisão da extrapolação.

$$ULE = 50,225,817 + 53,015,513 = 103,241,330$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível, 83 997 640 EUR, para retirar conclusões de auditoria.

Uma vez que o erro máximo admissível é superior ao erro projetado, mas inferior ao limite superior de erro, isso significa que os resultados da amostragem poderão ser inconclusivos. Para mais explicações, ver secção 4.12.



### 7.10.3.3 Exemplo da exclusão de operações na fase de seleção de amostras na abordagem conservadora da MUS

Tomemos uma população de 3 857 operações com a despesa total de 4 207 500 608 EUR declarada à Comissão em determinado período de referência (população de montantes positivos). A AA decidiu utilizar a abordagem conservadora da MUS tendo como unidade de amostragem uma operação. Além disso, com base no artigo 28.º, n.º 8, do RD, a autoridade de auditoria decidiu excluir as operações a que se refere o artigo 148.º, n.º 1, do RDC, da população a amostrar.

Eram abrangidas pelas disposições do artigo 148.º do RDC 5 operações da população, num montante total de 7 618 584 EUR, que foram excluídas da população antes da seleção da amostra. Assim, a amostra foi selecionada entre a população de 3 852 operações com a despesa total de 4 199 882 024 EUR.

A população, excluindo as operações abrangidas pelas disposições do artigo 148.º, está resumida no quadro seguinte:

Dimensão da população (número de operações)	3.852
Valor contabilístico (despesas no período de referência)	4 199 882 024 EUR

A dimensão da amostra correspondente ao nível de confiança de 90 % e ao limiar de materialidade de 2 % é de 136 ( $n = \frac{BV \times RF}{TE - (AE \times EF)} = \frac{4,207,500,608 \times 2.31}{0.02 \times 4,207,500,608 - (0.002 \times 4,207,500,608 \times 1.5)} \approx 136$ ).

A seleção da amostra é efetuada recorrendo à probabilidade proporcional à dimensão, aplicando o intervalo de 30 881 485 ( $SI = \frac{BV}{n} = \frac{4,199,882,024}{136} = 30,881,485$ )

Na nossa população, existem 24 operações cujo valor contabilístico é superior ao intervalo de amostragem. Estas 24 operações, com o valor contabilístico total de 1 375 130 377 EUR, constituirão o nosso estrato de valor elevado (que representa 45 ocorrências, visto que algumas operações são citadas mais do que uma vez). A dimensão da amostra do estrato de valor reduzido é de 91 operações, num valor total de 301 656 001 EUR.

A projeção do erro no estrato de valor reduzido baseia-se como habitualmente na fórmula padrão:

$$EE_s = SI \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

em que

$$SI = \frac{BV}{n}$$

se refere ao intervalo utilizado para a seleção da amostra, isto é, baseado no valor da população reduzida ( $BV = 4\,199\,882\,024$ ) e na dimensão da amostra (número de «hits»  $n = 136$ ).

Supondo que a soma das margens de erro na amostra de valor reduzido ( $\sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$ ) é 1,077, o erro projetado do estrato de valor reduzido é de 33 259 360 EUR;

$$EE_s = 30,881,485 \times 1.077 = 33,259,360$$

A fim de projetar o erro (em euros) do estrato de amostragem para a população positiva original das despesas declaradas à CE, é preciso multiplicar o erro projetado pelo rácio da despesa original do estrato (sem dedução das unidades excluídas) e da despesa reduzida do estrato (após dedução das unidades excluídas). No nosso exemplo, as 5 operações abrangidas pelo artigo 148.º fazem todas parte do estrato de valor reduzido.

$$EE_{s,original} = \frac{BV_{s,original}}{BV_{s,reduced}} \times EE_s = \frac{2,832,370,231}{2,824,751,647} \times 33,259,360 = 33,349,063$$

Não é necessário projetar o erro apurado no estrato de valor elevado para a população original, pois a despesa das 5 unidades excluídas situa-se abaixo do valor-limite.

O erro projetado ao nível da população original é simplesmente a soma do erro detetado no estrato de valor elevado e do erro projetado no estrato de valor reduzido (corrigido para a população original). Supondo que, no estrato de valor elevado, a autoridade de auditoria detetou um erro total de 7 843 574, o erro projetado ao nível da população original seria:

$$EE_{original} = 7,843,574 + 33,349,063 = 41,192,637$$

(correspondente a uma margem de erro projetada de 0,98 %).

A precisão global (SE) para a população reduzida será calculada como habitualmente, somando dois componentes: a precisão básica ( $BP = SI \times RF$ ) e a margem suplementar ( $IA = \sum_{i=1}^{n_s} IA_i$ ), em que a margem suplementar é calculada para cada unidade de amostragem pertencente ao estrato não exaustivo que contém um erro, utilizando a seguinte fórmula padrão:

$$IA_i = (RF(n) - RF(n - 1) - 1) \times SI \times \frac{E_i}{BV_i}$$

A precisão básica no nosso exemplo será 71 336 231:

$$BP = 30\,881\,485 \times 2,31 = 71\,336\,231$$

Supondo que a  $IA$  ascende a 14 430 761 (calculada com o intervalo de 30 881 485 como  $SI$ ), a precisão global da população reduzida seria de 85 766 992 (a soma de 71 336 231 e 14 430 761).

A fim de projetar essa precisão para a população original (que inclui as operações abrangidas pelo artigo 148.º), o valor obtido deve ser multiplicado pelo rácio entre a despesa original do estrato de amostragem e a despesa reduzida do estrato de amostragem (do qual foram deduzidas as operações abrangidas pelo artigo 148.º)

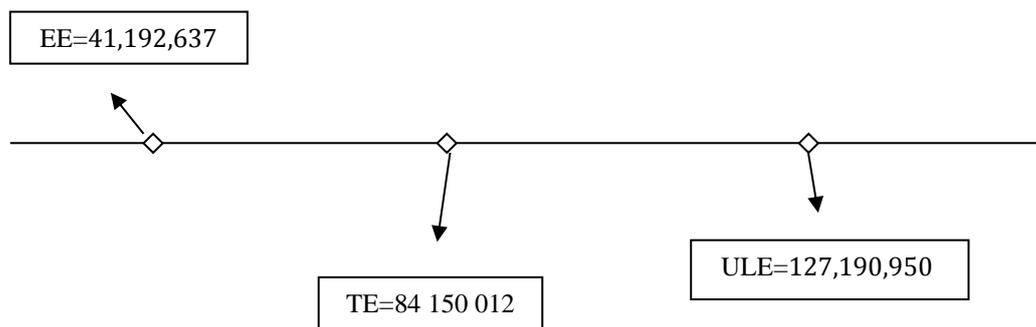
$$SE_{original} = \frac{BV_{s,original}}{BV_{s,reduced}} \times SE_{reduced} = \frac{2,832,370,231}{2,824,751,647} \times 85,766,992 \approx 85,998,313$$

Para retirar uma conclusão acerca da materialidade dos erros, deve calcular-se o limite superior de erro (ULE). O limite superior é igual à soma do próprio erro projetado  $EE$  com a precisão da extrapolação.

$$ULE = 41,192,637 + 85,998,313 = 127,190,950$$

Em seguida, o erro projetado e o limite superior devem ambos ser comparados com o erro máximo admissível, 84 150 012 EUR (2% de 4 207 500 608). No nosso exemplo,

o erro máximo admissível é superior ao erro projetado, mas inferior ao limite superior de erro.



#### 7.10.3.4 Exemplo de exclusão de operações na fase de seleção da amostra numa amostra aleatória simples (estimativa da média por unidade e do rácio)

Tomemos uma população de 3 520 operações com uma despesa total de 2 301 882 970 EUR declarada à Comissão em determinado período de referência (população de montantes positivos). A AA decidiu aplicar uma conceção de amostragem com recurso a um método de amostragem aleatória simples combinado com a estratificação por nível de despesa e por operação, que constituirá a nossa unidade de amostragem. Além disso, com base no artigo 28.º, n.º 8, do RD, a autoridade de auditoria decidiu excluir as operações a que se refere o artigo 148.º, n.º 1, do RDC, da população a amostrar.

As disposições do artigo 148.º, RDC, abrangiam 6 operações da população num montante total de 93 598 481 EUR que foram excluídas da população antes da seleção da amostra. Assim, a amostra foi selecionada entre a população de 3 514 operações com a despesa total de 2 208 284 489 EUR.

Tendo em conta as características da população, a AA aplicou um valor-limite de 3 % da população (reduzida) positiva ( $3\% \times 2\,208\,284\,489 = 66\,248\,535$ ). Duas operações apresentavam despesas acima deste limite, com um montante total de 203 577 481 EUR. Consequentemente, o estrato de elementos de valor reduzido incluiu 3 512 operações com um valor total de 2 004 707 008 EUR.

A população positiva reduzida excluindo 6 operações abrangidas pelo artigo 148.º está resumida no quadro a seguir:

Dimensão da população sem as 6 operações abrangidas pelo artigo 148.º (número de operações)	3.514
Valor contabilístico total, excluindo as 6 operações (população positiva de despesas no período de referência)	2 208 284 489 EUR

Valor-limite (3 % do valor da população)	66 248 535 EUR
Estrato superior (2 operações)	203 577 481 EUR
Estrato de operações de valor reduzido sem as 5 operações abrangidas pelo artigo 148.º (3512 operações)	2 004 707 008 EUR

A população positiva original declarada à CE está resumida abaixo:

Dimensão da população (número de operações)	3.520
Valor contabilístico (população positiva de despesas no período de referência)	2 301 882 970 EUR
Estrato superior (3 operações)	295 006 242 EUR
Estrato das operações de valor reduzido (3 517 operações)	2 006 876 728 EUR

Para o cálculo da dimensão da amostra, a AA aplica a fórmula padrão

$$n = \left( \frac{N \times z \times \sigma_e}{TE - AE} \right)^2$$

utilizando, de acordo com a explicação acima, os parâmetros de amostragem correspondentes à população total (incluindo as operações excluídas para a seleção da amostra nos termos das disposições do artigo 148.º).

O cálculo da dimensão da amostra assentou, nomeadamente, nos seguintes parâmetros:

1)  $z = 1,036$

coeficiente correspondente a um nível de confiança de 70 % determinado com base no trabalho de auditoria dos sistemas, durante o qual foi determinado que a garantia do sistema é média (categoria 2)

2)  $AE = 13\,811\,297,82 \text{ EUR}$

A autoridade de auditoria decidiu utilizar dados históricos para a determinação do erro esperado. Foram aplicados 0,6 % como uma taxa de erro esperada (a taxa de erro resultante do último exercício de auditoria às operações), resultando num AE de 13 811 297,82 EUR ( $0,006 \times 2\,301\,882\,970 \text{ EUR}$ , ou seja, o valor total da população positiva – o valor total dos estratos superior e de valor reduzido, que incluem operações excluídas numa fase posterior por via das disposições do artigo 148.º)

3)  $TE = 46\,037\,659,40 \text{ EUR}$

2 % do valor total da população, ou seja, o nível máximo de materialidade previsto no artigo 28.º, n.º 11, do RD

4)  $\sigma_e = 58\,730$

A autoridade de auditoria decidiu utilizar dados históricos para a determinação do desvio-padrão dos erros. Com base nos critérios profissionais da AA, foi decidido

aplicar um desvio-padrão médio resultante de 3 exercícios anteriores de amostragem: a saber, 34 973; 97 654; 97 654 e 43 564:

$$\sigma_e = \frac{34,973+97,654+43,564}{3} \approx 58\,730$$

5) N – 3 517

N = 3 512 + 5 (dimensão da população do estrato de valor reduzido, incluindo também operações abrangidas pelo artigo 148.º do estrato de valor reduzido, que foram excluídas do procedimento de seleção da amostra; no nosso caso, das 6 operações excluídas, 5 estavam abaixo do valor-limite)

Com base nos parâmetros supramencionados, foi determinado que a dimensão da amostra do estrato de valor reduzido deve ser de 45 operações:

$$n = \left( \frac{3,517 \times 1.036 \times 58,730}{0.02 \times 2,301,882,970 - 0.006 \times 2,301,882,970} \right)^2 \approx 45$$

Assim, a nossa amostra reunirá 47 operações, incluindo 2 operações do estrato superior e 45 operações do estrato de valor reduzido.

Para efeitos da seleção de amostras nos estratos de valor reduzido, a AA criou um ficheiro de 3 512 operações, excluindo as operações abrangidas pelo artigo 148.º da população a amostrar bem como as operações do estrato de valor elevado. Posteriormente, foi selecionada aleatoriamente uma amostra de 45 operações desta população com um montante total de 23 424 898 EUR.

Durante a auditoria das operações do estrato superior, foi detetado um erro de 469 301 EUR numa das duas operações auditadas. Uma vez que não foi detetada qualquer despesa irregular na segunda operação auditada deste estrato, o montante total do erro no estrato de valor elevado auditado foi de 469 301 EUR.

No âmbito da auditoria da amostra restante de 45 operações selecionadas aleatoriamente, foi detetado um erro total de 378 906 EUR.

### **Estimativa da média por unidade**

Tendo em conta os resultados obtidos, a AA determinou que será aplicada a estimativa da média por unidade para projetar os erros para a população. Foi decidido projetar o erro do estrato de valor reduzido diretamente para o nível da população original<sup>69</sup>.

---

<sup>69</sup> A AA pode igualmente calcular o erro para a população reduzida e posteriormente ajustá-lo para a população original. Esse ajustamento pode ser realizado multiplicando o erro da população reduzida pelo

$$EE_{low-value stratum} = N_{low-value stratum of original population} \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{n}$$

$$EE_{low-value stratum} = N \times \frac{\sum_{i=1}^{45} E_i}{n} = 3,517 \times \frac{378,906}{45} \approx 29,613,608.93 \text{ EUR}$$

A fim de calcular o erro total da população nos procedimentos padrão SRS, é necessário que a AA adicione este erro extrapolado do estrato de valor reduzido ao erro do estrato superior. Note-se, no entanto, que, no nosso caso, foi excluída do procedimento de auditoria uma operação do estrato superior, nos termos das disposições do artigo 148.º. Consequentemente, é necessário que a AA proceda à extrapolação do erro determinado no estrato superior, que não incluiu uma operação, para a totalidade do estrato de valor elevado. No nosso caso, calcularíamos o erro do estrato de valor superior de acordo com a seguinte fórmula:

$$EE_{original high-value stratum} = \frac{N_{high-value stratum of original population}}{N_{high-value stratum of reduced population}} \times \sum_{i=1}^2 E_i = \frac{3}{2} \times 469,301 = 703 951,5$$

A fim de calcular o erro total da população original, é necessário que a AA adicione este erro extrapolado do estrato de valor reduzido ao erro do estrato de valor elevado original.

$$EE = 29 613 608,93 + 703 951,5 = 30 317 560,43$$

Assim, o nosso erro mais provável de 30 317 560,43 representa 1,32 % da despesa da população original.

A precisão para a população original pode ser calculada utilizando a seguinte fórmula padrão<sup>70</sup>:

$$SE_{original} = N_{original} \times z \times \frac{s_e}{\sqrt{n}}$$

em que  $N_{original} = 3 517$  (isto é, todas as operações de valor reduzido na população original). Supondo que  $s_e$  ascenderia a 28 199, a precisão ao nível da população original seria 15 316 501,38:

rácio  $\frac{N_{low-value stratum of original population}}{N_{low-value stratum of reduced population}}$ . O resultado final desse cálculo seria o mesmo que no caso do cálculo do erro por projeção direta para o nível da população original, conforme apresentado neste exemplo.

<sup>70</sup> A AA pode igualmente calcular a precisão para a população reduzida e depois ajustá-la para a população original. Esse ajustamento pode ser realizado multiplicando a precisão da população reduzida pelo rácio  $\frac{N_{low-value stratum of original population}}{N_{low-value stratum of reduced population}}$ . O resultado final desse cálculo seria o mesmo que no caso do cálculo da precisão diretamente ao nível da população original, conforme apresentado neste exemplo.

$$SE_{original} = 3,517 \times 1.036 \times \frac{28,199}{\sqrt{45}} \approx 15\,316\,501,38$$

Com base neste cálculo, o nosso limite superior de erro é 45 634 061,81 (30 317 560,43 +15 316 501,38), ou seja, abaixo do limiar de materialidade de 2 % da população original (46 037 659).

### Estimativa do rácio

Para ilustrar o cálculo do erro projetado no caso da estimativa do rácio, vamos supor que, tendo em consideração os resultados obtidos, a AA aplicou a estimativa do rácio.

Para obter o erro do estrato de valor reduzido ao nível da população reduzida, a AA aplica a fórmula padrão:

$$EE_{low-value stratum of reduced population} = BV_{low-value stratum of reduced population} \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{\sum_{i=1}^n BV_i}$$

No nosso exemplo, usaremos os seguintes dados para o cálculo do erro projetado no estrato de valor reduzido da população reduzida<sup>71</sup> com base nos resultados acima descritos:

$BV_{estrato de valor reduzido da população reduzida}$  - 2 004 707 008

$\sum_{i=1}^n E_i$  - 378 906 (montante total dos erros detetados no estrato de valor reduzido)

$\sum_{i=1}^n BV_i$  - 23 424 898 (montante total das despesas declaradas para 45 operações auditadas na amostra aleatória do estrato de valor reduzido)

$$EE_{low-value stratum of reduced population} = 2,004,707,008 \times \frac{378,906}{23,424,898} \approx 32\,426\,844,02$$

O erro projetado no estrato de valor reduzido da população original pode ser obtido utilizando a seguinte fórmula:

$$EE_{original low-value stratum} = EE_{reduced low-value stratum} \times \frac{BV_{low-value stratum of original population}}{BV_{low-value stratum of reduced population}}$$

$$EE_{low value stratum of original population} = 32,426,844.02 \times \frac{2,006,876,728}{2,004,707,008} \approx 32\,461\,940,01$$

<sup>71</sup> Conforme esclarecido na secção 7.10.2 acima, o erro projetado no estrato também pode ser calculado diretamente para a população original (conduzindo ao mesmo resultado). Neste caso, pode utilizar-se a seguinte fórmula:

$$EE_{original low-value stratum} = BV_{original low-value stratum} \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{\sum_{i=1}^n BV_i}$$

A fim de calcular o erro total da população nos procedimentos padrão SRS, é necessário que a AA adicione este erro extrapolado do estrato de valor reduzido ao erro do estrato superior. Note-se, no entanto, que, no nosso caso, foi excluída do procedimento de auditoria uma operação do estrato superior, nos termos das disposições do artigo 148.º. Consequentemente, é necessário que a AA proceda à extrapolação do erro determinado no estrato superior, que não incluiu uma operação, para o valor total do estrato superior que inclui essa operação. No nosso caso, calcularíamos o erro do estrato de valor superior de acordo com a seguinte fórmula:

$$EE_{e\ original} = \sum_{i=1}^2 E_i \times \frac{BV_{e\ original}}{BV_{e\ reduced}} = 469,301 \times \frac{295,006,242}{203,577,481} = 680\ 068,95$$

A fim de calcular o erro total da população original, é necessário que a AA adicione este erro extrapolado do estrato de valor reduzido original ao erro do estrato de valor elevado original.

$$EE = 32\ 461\ 940,01 + 680\ 068,95 = 33\ 142\ 008,96$$

Este erro extrapolado da população original constitui 1,44 % do valor da população original.

A precisão para a população reduzida é calculada através da seguinte fórmula padrão (conforme esclarecido na secção 7.10.2 acima, não é possível calcular a precisão diretamente para a população original no caso da estimativa do rácio):

$$SE_{reduced\ population} = N_{low-value\ stratum\ of\ reduced\ population} \times z \times \frac{S_q}{\sqrt{n}}$$

No nosso exemplo, utilizamos os seguintes dados para o cálculo da precisão para a população reduzida:

$$N_{população\ reduzida\ do\ estrato\ de\ valor\ reduzido} = 3\ 512$$

$$z = 1\ 036$$

$$n = 45$$

$s_q$  é o desvio-padrão da variável da amostra:

$$q_i = E_i - \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{\sum_{i=1}^n BV_i} \times BV_i.$$

em que:

$$\sum_{i=1}^n E_i = 378\ 906 \text{ (montante total dos erros detetados no estrato de valor reduzido)}$$

$$\sum_{i=1}^n BV_i = 23\ 424\ 898 \text{ (montante total das despesas declaradas para 45 operações auditadas na amostra aleatória do estrato de valor reduzido)}$$

A precisão para a população original precisará de ser ajustada com base na fórmula:

$$SE_{original\ population} = SE_{reduced\ population} \times \frac{BV_{low\ value\ stratum\ of\ original\ population}}{BV_{low\ value\ stratum\ of\ reduced\ population}} =$$
$$SE_{reduced\ population} \times \frac{2,006,876,728}{2,004,707,008} = SE_{reduced\ population} \times 1.0011$$

Para calcular o limite superior de erro, a autoridade de auditoria deve adicionar o erro mais provável da população original (33 142 008,96 no nosso caso) à precisão calculada para a população original (isto é  $SE_{reduced\ population} \times 1.0011$ , no nosso exemplo). Este limite superior de erro deve ser comparado com o limiar de materialidade (46 037 659, que é 2 % da população original) para retirar as conclusões da auditoria.

## **Apêndice 1 – Projeção de erros aleatórios quando são identificados erros sistêmicos**

### **1. Introdução**

O objetivo do presente apêndice consiste em esclarecer o cálculo dos erros aleatórios projetados quando são identificados erros sistêmicos. A identificação de um erro sistêmico potencial implica a realização do trabalho complementar necessário para definir a sua extensão total e proceder à subsequente quantificação. Tal significa que todas as situações suscetíveis de conter um erro do mesmo tipo que o detetado na amostra devem ser identificadas, permitindo, assim, a delimitação do seu efeito total na população. Se essa delimitação não for realizada antes da apresentação do RAC, os erros sistêmicos devem ser tratados como aleatórios, para efeitos de cálculo do erro aleatório projetado.

A margem de erro total (TPE) corresponde à soma dos seguintes erros: erros aleatórios projetados, erros sistêmicos e erros anómalos não corrigidos.

Neste contexto, ao extrapolar os erros aleatórios encontrados na amostra da população, a autoridade de auditoria deve deduzir o montante do erro sistêmico do valor contabilístico (despesa total certificada e declarada no ano de referência) sempre que este valor fizer parte da fórmula de projeção, tal como explicado abaixo.

No que se refere à estimativa da média por unidade<sup>72</sup> e à estimativa da diferença, não existem alterações às fórmulas apresentadas nas orientações para a projeção de erros aleatórios. No respeitante à amostragem por unidade monetária, o presente apêndice define duas abordagens possíveis (uma abordagem que não altera a fórmula e outra abordagem que exige fórmulas mais complexas a fim de obter uma melhor precisão). No que se refere à estimativa do rácio, a projeção dos erros aleatórios e o cálculo da precisão (SE) exigem a utilização do valor contabilístico total deduzido dos erros sistêmicos.

Em todos os métodos de amostragem estatística, quando existem erros sistêmicos ou anómalos não corrigidos, o limite superior de erro (ULE) corresponde à soma do TER com a precisão (SE). Quando existem apenas erros aleatórios, o ULE é a soma dos erros aleatórios projetados com a precisão.

Nas secções seguintes, é apresentada uma explicação mais pormenorizada acerca da extrapolação de erros aleatórios na presença de erros sistêmicos para as técnicas de amostragem mais importantes.

---

<sup>72</sup> ver secção relativa a «amostragem aleatória simples» nas orientações.

## 2. Amostragem aleatória simples

### 2.2. Estimativa da média por unidade

A projeção de erros aleatórios e o cálculo de precisão são os habituais:

$$EE_1 = N \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{n}.$$

$$SE_1 = N \times z \times \frac{s_e}{\sqrt{n}}$$

em que  $E_i$  representa o montante do erro aleatório encontrado em cada unidade de amostragem e  $s_e$  é, como habitualmente, o desvio-padrão dos erros aleatórios na amostra.

O erro total projetado é a soma dos erros aleatórios projetados, dos erros sistémicos e dos erros anómalos não corrigidos.

O limite superior de erro (ULE) é igual à soma do erro total projetado,  $TPE$ , com a precisão da extrapolação

$$ULE = TPE + SE$$

### 2.3. Estimativa do rácio

A projeção do erro aleatório é:

$$EE_2 = BV' \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{\sum_{i=1}^n BV'_i}$$

em que  $BV'$  representa o valor contabilístico total da população da qual são deduzidos os erros sistémicos que foram anteriormente delimitados,  $BV' = BV - \text{systemic errors}$ .  $BV'_i$  é o valor contabilístico da unidade  $i$  deduzido do montante do erro sistémico que diz respeito a essa unidade.

A margem de erro da amostra na fórmula *supra* é simplesmente a divisão do montante total do erro aleatório na amostra pelo montante total das despesas (deduzido dos erros sistémicos) das unidades na amostra (despesa auditada).

A precisão é dada pela fórmula:

$$SE_2 = N \times z \times \frac{S_{q'}}{\sqrt{n}}$$

em que  $S_{q'}$  é o desvio-padrão da variável da amostra  $q'$ :

$$q'_i = E_i - \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{\sum_{i=1}^n BV'_i} \times BV'_i.$$

Esta variável é, para cada unidade na amostra, calculada como a diferença entre o seu erro aleatório e o produto entre o seu valor contabilístico (deduzido dos erros sistémicos) e a margem de erro na amostra.

O erro total projetado é a soma dos erros aleatórios projetados, dos erros sistémicos e dos erros anómalos não corrigidos.

O limite superior de erro (ULE) é igual à soma do erro total projetado,  $TPE$ , com a precisão da extrapolação

$$ULE = TPE + SE$$

### 3. Estimativa das diferenças

O erro aleatório projetado ao nível da população pode ser calculado da forma habitual, através da multiplicação do erro aleatório médio observado por operação na amostra pelo número de operações na população, obtendo-se o erro projetado

$$EE = N \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{n}.^{73}$$

Numa segunda fase, o erro projetado total (TER) deve ser calculado somando o montante do erro sistémico e dos erros anómalos não corrigidos com o erro aleatório projetado (EE).

O valor contabilístico correto (a despesa correta que seria encontrada se todas as operações na população fossem auditadas) pode ser projetado subtraindo a TER ao valor contabilístico (BV) na população (despesa declarada sem dedução dos erros sistémicos). A projeção para o valor contabilístico correto (CBV) é

---

<sup>73</sup> Em alternativa, o erro aleatório projetado pode ser obtido utilizando a fórmula proposta ao abrigo da estimativa do rácio  $EE_2 = BV \hat{\cdot} \times \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{\sum_{i=1}^n BV'_i}$ .

$$CBV = BV - TER$$

A precisão da projeção é, como habitualmente, dada por:

$$SE = N \times z \times \frac{s_e}{\sqrt{n}}$$

em que  $s_e$  é o desvio-padrão dos erros aleatórios na amostra.

Para retirar conclusões acerca da materialidade dos erros, é necessário calcular, em primeiro lugar, o limite inferior para o valor contabilístico corrigido. O limite inferior é, como habitualmente, igual a:

$$LL = CBV - SE$$

A projeção para o valor contabilístico correto e o limite superior devem ambos ser comparados com a diferença entre o valor contabilístico (despesa declarada) e o erro máximo admissível (TE), que corresponde ao nível de materialidade multiplicado pelo valor contabilístico:

$$BV - TE = BV - 2\% \times BV = 98\% \times BV$$

A avaliação do erro deve ser efetuada em conformidade com a secção 6.2.1.5 das orientações.

#### **4. Amostragem por unidades monetárias**

Existem duas abordagens possíveis para projetar erros aleatórios e calcular a precisão no âmbito da amostragem por unidades monetárias na presença de erros sistémicos. Serão denominadas *abordagem padrão da MUS* e *estimativa do rácio da MUS*. O segundo método baseia-se num cálculo mais complexo. Embora ambos possam ser utilizados em qualquer cenário, o segundo método produzirá, regra geral, resultados mais precisos quando os erros aleatórios estiverem mais correlacionados com os valores contabilísticos corrigidos do erro sistémico do que com os valores contabilísticos originais. Quando o nível de erros sistémicos na população é reduzido, o ganho de precisão originado pelo segundo método será, regra geral, muito modesto e o primeiro método pode ser uma escolha preferível devido à sua simplicidade de aplicação.

##### **4.1 Abordagem padrão da MUS**

A projeção dos erros aleatórios e o cálculo da precisão são realizados do modo habitual.

A projeção dos erros aleatórios para a população deve ser realizada de modo diferente para as unidades no estrato exaustivo e para os elementos no estrato não exaustivo.

Para o estrato exaustivo, ou seja, para o estrato que contém os elementos de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite ( $BV_i > \frac{BV}{n}$ ) o erro projetado é simplesmente a soma dos erros encontrados nos elementos pertencentes ao estrato:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_e} E_i$$

Para o estrato não exaustivo, ou seja, o estrato que contém os elementos de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite ( $BV_i \leq \frac{BV}{n}$ ) o erro aleatório projetado é

$$EE_s = \frac{BV_s}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

Importa notar que os valores contabilísticos mencionados na fórmula *supra* são referentes à despesa **sem** subtrair o montante do erro sistémico. Isto significa que as margens de erro,  $\frac{E_i}{BV_i}$ , devem ser calculadas utilizando a despesa total das unidades da amostra, independentemente de ter sido encontrado ou não um erro sistémico em cada unidade.

A precisão é igualmente dada pela fórmula padrão:

$$SE = z \times \frac{BV_s}{\sqrt{n_s}} \times s_r$$

em que  $s_r$  é o desvio-padrão das margens de erro aleatório na amostra do estrato não exaustivo. Mais uma vez, estas margens de erro devem ser calculadas utilizando os valores contabilísticos originais,  $BV_i$ , **sem** subtrair o montante do erro sistémico.

O erro total projetado é a soma dos erros aleatórios projetados, dos erros sistémicos e dos erros anómalos não corrigidos.

O limite superior de erro (ULE) é igual à soma do erro total projetado,  $TPE$ , com a precisão da extrapolação

$$ULE = TPE + SE$$

## 4.2 Estimativa do rácio da MUS

A projeção dos erros aleatórios para a população deve ser, mais uma vez, realizada de modo diferente para os elementos no estrato exaustivo e para os elementos no estrato não exaustivo.

Para o estrato exaustivo, ou seja, para o estrato que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite ( $BV_i > \frac{BV}{n}$ ) o erro projetado é simplesmente a soma dos erros aleatórios encontrados nos elementos pertencentes ao estrato:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_e} E_i$$

Para o estrato não exaustivo, ou seja, o estrato que contém as unidades de amostragem de valor contabilístico inferior ou igual ao valor-limite ( $BV_i \leq \frac{BV}{n}$ ) o erro aleatório projetado é

$$EE_s = BV'_s \times \frac{\sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}}{\sum_{i=1}^{n_s} \frac{BV'_i}{BV_i}}$$

em que  $BV'_s$  representa o valor contabilístico total da população da qual são deduzidos os erros sistémicos que foram anteriormente delimitados no mesmo estrato,  $BV'_s = BV_s - \text{systemic errors in the sampling stratum}$ .  $BV'_i$  é o valor contabilístico da unidade  $i$  deduzido do montante do erro sistémico que diz respeito a essa unidade.

A precisão é dada pela fórmula:

$$SE = z \times \frac{BV_s}{\sqrt{n_s}} \times s_{rq}$$

em que  $s_{rq}$  é o desvio-padrão das margens de erro para o **erro transformado**  $q'$ . Para calcular esta fórmula é necessário calcular primeiro os valores dos **erros transformados** para todas as unidades na amostra:

$$q'_i = E_i - \frac{\sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}}{\sum_{i=1}^{n_s} \frac{BV'_i}{BV_i}} \times BV'_i.$$

Finalmente, o desvio-padrão das margens de erro na amostra do estrato não exaustivo ( $s_{rq}$ ), para o erro transformado  $q'$ , é obtido do seguinte modo:

$$s_{rq} = \sqrt{\frac{1}{n_s - 1} \sum_{i=1}^{n_s} \left( \frac{q'_i}{BV_i} - \bar{rq}_s \right)^2}$$

Sendo  $\bar{rq}_s$  igual à média simples das margens de erro transformadas na amostra do estrato:

$$\bar{rq}_s = \frac{\sum_{i=1}^{n_s} \frac{q'_i}{BV_i}}{n_s}$$

O erro total projetado é a soma dos erros aleatórios projetados, dos erros sistémicos e dos erros anómalos não corrigidos.

O limite superior de erro (ULE) é igual à soma do erro total projetado ( $TPE$ ), com a precisão da extrapolação:

$$ULE = TPE + SE$$

### 4.3 Abordagem conservadora da MUS

No contexto da abordagem conservadora da MUS, a utilização da estimativa do rácio não é aconselhável, pois não é possível ter em consideração os seus efeitos sobre a precisão da estimativa. Por conseguinte, é recomendável projetar os erros e calcular o erro projetado e a precisão recorrendo às fórmulas habituais (sem deduzir da despesa o montante afetado por erros sistémicos).

## 5. Amostragem não estatística

Se a projeção assentar na estimativa da média por unidade, a projeção é realizada como habitualmente.

Se existir um estrato exaustivo, ou seja, um estrato que contenha as unidades de amostragem de valor contabilístico superior ao valor-limite, o erro projetado é simplesmente a soma dos erros aleatórios encontrados neste grupo:

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_e} E_i$$

Para o estrato de amostragem, se as unidades forem selecionadas com igual probabilidade, o erro aleatório projetado é, como habitualmente,

$$EE_s = N_s \frac{\sum_{i=1}^{n_s} E_i}{n_s}.$$

em que  $N_s$  é a dimensão da população e  $n_s$  é a dimensão da amostra no estrato de valor reduzido.

Se for utilizada a estimativa do rácio (associada à seleção aleatória por probabilidades iguais), a projeção do erro aleatório é a mesma que a apresentada no contexto da amostragem aleatória simples:

$$EE_{s2} = BV'_s \times \frac{\sum_{i=1}^{n_s} E_i}{\sum_{i=1}^{n_s} BV'_i}$$

em que  $BV'_s$  representa o valor contabilístico total da população do estrato de amostragem do qual são deduzidos os erros sistémicos.  $BV'_i$  é o valor contabilístico da unidade  $i$  deduzido do montante do erro sistémico que diz respeito a essa unidade.

Se tiverem sido selecionadas unidades com probabilidade proporcional ao valor da despesa, o erro aleatório projetado para o estrato de valor reduzido é:

$$EE_s = \frac{BV_s}{n_s} \sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}$$

em que  $BV_s$  é o valor contabilístico total (**sem** deduzir o montante do erro sistémico),  $BV_i$  o valor contabilístico da unidade de amostra  $i$  (**sem** deduzir o montante do erro sistémico) e  $n_s$  a dimensão da amostra no estrato de valor reduzido.

Tal como foi apresentado para o método MUS (ver secção 2.4) a fórmula da estimativa do rácio,

$$EE_s = BV'_s \times \frac{\sum_{i=1}^{n_s} \frac{E_i}{BV_i}}{\sum_{i=1}^{n_s} \frac{BV'_i}{BV_i}}$$

pode ser utilizada em alternativa. Mais uma vez,  $BV'_s$  representa o valor contabilístico total da população da qual são deduzidos os erros sistémicos que foram anteriormente delimitados no mesmo estrato,  $BV'_s = BV_s - \text{systemic errors in the sampling stratum}$ .  $BV'_i$  é o valor contabilístico da unidade  $i$  deduzido do montante do erro sistémico que diz respeito a essa unidade.

A margem de erro total (TER) é a soma dos erros aleatórios projetados, dos erros sistémicos e dos erros anómalos não corrigidos.

## Apêndice 2 – Fórmulas para a amostragem de vários períodos

### 1. Amostragem aleatória simples

#### 1.1 Três períodos

##### 1.1.1 Dimensão da amostra

##### Primeiro período

$$n_{1+2+3} = \frac{(z \times N_{1+2+3} \times \sigma_{ew1+2+3})^2}{(TE - AE)^2}$$

em que

$$\sigma_{ew1+2+3}^2 = \frac{N_1}{N_{1+2+3}} \sigma_{e1}^2 + \frac{N_2}{N_{1+2+3}} \sigma_{e2}^2 + \frac{N_3}{N_{1+2+3}} \sigma_{e3}^2$$

$$N_{1+2+3} = N_1 + N_2 + N_3$$

$$n_t = \frac{N_t}{N_{1+2+3}} n_{1+2+3}$$

##### Segundo período

$$n_{2+3} = \frac{(z \times N_{2+3} \times \sigma_{ew2+3})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{N_1^2}{n_1} \times s_{e1}^2}$$

em que

$$\sigma_{ew2+3}^2 = \frac{N_2}{N_{2+3}} \sigma_{e2}^2 + \frac{N_3}{N_{2+3}} \sigma_{e3}^2$$

$$N_{2+3} = N_2 + N_3$$

$$n_t = \frac{N_t}{N_{2+3}} n_{2+3}$$

### Terceiro período

$$n_3 = \frac{(z \times N_3 \times \sigma_{e3})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{N_1^2}{n_1} \times s_{e1}^2 - z^2 \times \frac{N_2^2}{n_2} \times s_{e2}^2}$$

Notas:

Em cada período, todos os parâmetros da população devem ser atualizados com as informações mais precisas disponíveis.

Sempre que não possam ser obtidas/não sejam aplicáveis diferentes aproximações para os desvios-padrão de cada período, pode ser aplicado o mesmo valor do desvio padrão a todos os períodos. Nesse caso,  $\sigma_{ew1+2+3}$  é simplesmente igual ao desvio padrão único dos erros  $\sigma_e$ .

O parâmetro  $\sigma$  refere-se ao desvio padrão obtido a partir de dados complementares (por exemplo, dados históricos) e  $s$  refere-se ao desvio padrão obtido da amostra auditada. Nas fórmulas, sempre que  $s$  não está disponível, pode ser substituído por  $\sigma$ .

#### 1.1.2 Projeção e precisão

##### Estimativa da média por unidade

$$EE_1 = \frac{N_1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} E_{1i} + \frac{N_2}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} E_{2i} + \frac{N_3}{n_3} \sum_{i=1}^{n_3} E_{3i}$$

$$SE = z \times \sqrt{\left( N_1^2 \times \frac{s_{e1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{s_{e2}^2}{n_2} + N_3^2 \times \frac{s_{e3}^2}{n_3} \right)}$$

##### Estimativa do rácio

$$EE_2 = BV_1 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_1} E_{1i}}{\sum_{i=1}^{n_1} BV_{1i}} + BV_2 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_2} E_{2i}}{\sum_{i=1}^{n_2} BV_{2i}} + BV_3 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_3} E_{3i}}{\sum_{i=1}^{n_3} BV_{3i}}$$

$$SE = z \times \sqrt{\left( N_1^2 \times \frac{s_{q1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{s_{q2}^2}{n_2} + N_3^2 \times \frac{s_{q3}^2}{n_3} \right)}$$

$$q_{ti} = E_{ti} - \frac{\sum_{i=1}^{n_t} E_{ti}}{\sum_{i=1}^{n_t} BV_{ti}} \times BV_{ti}$$

## 1.2 Quatro períodos

### 1.2.1 Dimensão da amostra

#### Primeiro período

$$n_{1+2+3+4} = \frac{(z \times N_{1+2+3+4} \times \sigma_{ew1+2+3+4})^2}{(TE - AE)^2}$$

em que

$$\sigma_{ew1+2+3+4}^2 = \frac{N_1}{N_{1+2+3+4}} \sigma_{e1}^2 + \frac{N_2}{N_{1+2+3+4}} \sigma_{e2}^2 + \frac{N_3}{N_{1+2+3+4}} \sigma_{e3}^2 + \frac{N_4}{N_{1+2+3+4}} \sigma_{e4}^2$$

$$N_{1+2+3+4} = N_1 + N_2 + N_3 + N_4$$

$$n_t = \frac{N_t}{N_{1+2+3+4}} n_{1+2+3+4}$$

#### Segundo período

$$n_{2+3+4} = \frac{(z \times N_{2+3+4} \times \sigma_{ew2+3+4})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{N_1^2}{n_1} \times s_{e1}^2}$$

em que

$$\sigma_{ew2+3+4}^2 = \frac{N_2}{N_{2+3+4}} \sigma_{e2}^2 + \frac{N_3}{N_{2+3+4}} \sigma_{e3}^2 + \frac{N_4}{N_{2+3+4}} \sigma_{e4}^2$$

$$N_{2+3+4} = N_2 + N_3 + N_4$$

$$n_t = \frac{N_t}{N_{2+3+4}} n_{2+3+4}$$

#### Terceiro período

$$n_{3+4} = \frac{(z \times N_{3+4} \times \sigma_{ew3+4})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{N_1^2}{n_1} \times s_{e1}^2 - z^2 \times \frac{N_2^2}{n_2} \times s_{e2}^2}$$

em que

$$\sigma_{ew3+4}^2 = \frac{N_3}{N_{3+4}} \sigma_{e3}^2 + \frac{N_4}{N_{3+4}} \sigma_{e4}^2$$

$$N_{3+4} = N_3 + N_4$$

$$n_t = \frac{N_t}{N_{3+4}} n_{3+4}$$

### Quarto período

$$n_4 = \frac{(z \times N_4 \times \sigma_{e4})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{N_1^2}{n_1} \times s_{e1}^2 - z^2 \times \frac{N_2^2}{n_2} \times s_{e2}^2 - z^2 \times \frac{N_3^2}{n_3} \times s_{e3}^2}$$

Notas:

Em cada período, todos os parâmetros da população devem ser atualizados com as informações mais precisas disponíveis.

Sempre que não possam ser obtidas/não sejam aplicáveis diferentes aproximações para os desvios-padrão de cada período, pode ser aplicado o mesmo valor do desvio padrão a todos os períodos. Nesse caso,  $\sigma_{ew1+2+3+4}$  é simplesmente igual ao desvio padrão único dos erros  $\sigma_e$ .

O parâmetro  $\sigma$  refere-se ao desvio padrão obtido a partir de dados complementares (por exemplo, dados históricos) e  $s$  refere-se ao desvio padrão obtido da amostra auditada. Nas fórmulas, sempre que  $s$  não está disponível, pode ser substituído por  $\sigma$ .

### 1.2.2 Projeção e precisão

#### Estimativa da média por unidade

$$EE_1 = \frac{N_1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} E_{1i} + \frac{N_2}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} E_{2i} + \frac{N_3}{n_3} \sum_{i=1}^{n_3} E_{3i} + \frac{N_4}{n_4} \sum_{i=1}^{n_4} E_{4i}$$

$$SE = z \times \sqrt{\left( N_1^2 \times \frac{s_{e1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{s_{e2}^2}{n_2} + N_3^2 \times \frac{s_{e3}^2}{n_3} + N_4^2 \times \frac{s_{e4}^2}{n_4} \right)}$$

#### Estimativa do rácio

$$EE_2 = BV_1 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_1} E_{1i}}{\sum_{i=1}^{n_1} BV_{1i}} + BV_2 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_2} E_{2i}}{\sum_{i=1}^{n_2} BV_{2i}} + BV_3 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_3} E_{3i}}{\sum_{i=1}^{n_3} BV_{3i}} + BV_4 \times \frac{\sum_{i=1}^{n_4} E_{4i}}{\sum_{i=1}^{n_4} BV_{4i}}$$

$$SE = z \times \sqrt{\left( N_1^2 \times \frac{s_{q1}^2}{n_1} + N_2^2 \times \frac{s_{q2}^2}{n_2} + N_3^2 \times \frac{s_{q3}^2}{n_3} + N_4^2 \times \frac{s_{q4}^2}{n_4} \right)}$$

$$q_{ti} = E_{ti} - \frac{\sum_{i=1}^{n_t} E_{ti}}{\sum_{i=1}^{n_t} BV_{ti}} \times BV_{ti}$$

## 2. Amostragem por unidades monetárias

### 2.1 Três períodos

#### 2.1.1 Dimensão da amostra

##### Primeiro período

$$n_{1+2+3} = \frac{(z \times BV_{1+2+3} \times \sigma_{rw1+2+3})^2}{(TE - AE)^2}$$

em que

$$\sigma_{rw1+2+3}^2 = \frac{BV_1}{BV_{1+2+3}} \sigma_{r1}^2 + \frac{BV_2}{BV_{1+2+3}} \sigma_{r2}^2 + \frac{BV_3}{BV_{1+2+3}} \sigma_{r3}^2$$

$$BV_{1+2+3} = BV_1 + BV_2 + BV_3$$

$$n_t = \frac{BV_t}{BV_{1+2+3}} n_{1+2+3}$$

##### Segundo período

$$n_{2+3} = \frac{(z \times BV_{2+3} \times \sigma_{rw2+3})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{BV_1^2}{n_1} \times s_{r1}^2}$$

em que

$$\sigma_{rw2+3}^2 = \frac{BV_2}{BV_{2+3}} \sigma_{r2}^2 + \frac{BV_3}{BV_{2+3}} \sigma_{r3}^2$$

$$BV_{2+3} = BV_2 + BV_3$$

$$n_t = \frac{BV_t}{BV_{2+3}} n_{2+3}$$

##### Terceiro período

$$n_3 = \frac{(z \times BV_3 \times \sigma_{r3})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{BV_1^2}{n_1} \times s_{r1}^2 - z^2 \times \frac{BV_2^2}{n_2} \times s_{r2}^2}$$

Notas:

Em cada período, todos os parâmetros da população devem ser atualizados com as informações mais precisas disponíveis.

Sempre que não possam ser obtidas/não sejam aplicáveis diferentes aproximações para os desvios-padrão de cada período, pode ser aplicado o mesmo valor do desvio padrão a todos os períodos. Nesse caso,  $\sigma_{rw_{1+2+3}}$  é simplesmente igual ao desvio padrão único das margens de erro  $\sigma_r$ .

O parâmetro  $\sigma$  refere-se ao desvio padrão obtido a partir de dados complementares (por exemplo, dados históricos) e  $s$  refere-se ao desvio padrão obtido da amostra auditada. Nas fórmulas, sempre que  $s$  não está disponível, pode ser substituído por  $\sigma$ .

### 2.1.2 *Projeção e precisão*

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_1} E_{1i} + \sum_{i=1}^{n_2} E_{2i} + \sum_{i=1}^{n_3} E_{3i}$$

$$EE_s = \frac{BV_{1s}}{n_{1s}} \times \sum_{i=1}^{n_{1s}} \frac{E_{1i}}{BV_{1i}} + \frac{BV_{2s}}{n_{2s}} \times \sum_{i=1}^{n_{2s}} \frac{E_{2i}}{BV_{2i}} + \frac{BV_{3s}}{n_{3s}} \times \sum_{i=1}^{n_{3s}} \frac{E_{3i}}{BV_{3i}}$$

$$SE = z \times \sqrt{\frac{BV_{1s}^2}{n_{1s}} \times s_{r1s}^2 + \frac{BV_{2s}^2}{n_{2s}} \times s_{r2s}^2 + \frac{BV_{3s}^2}{n_{3s}} \times s_{r3s}^2}$$

## 2.2 Quatro períodos

### 2.2.1 Dimensão da amostra

#### Primeiro período

$$n_{1+2+3+4} = \frac{(z \times BV_{1+2+3+4} \times \sigma_{rw1+2+3+4})^2}{(TE - AE)^2}$$

em que

$$\sigma_{rw1+2+3+4}^2 = \frac{BV_1}{BV_{1+2+3+4}} \sigma_{r1}^2 + \frac{BV_2}{BV_{1+2+3+4}} \sigma_{r2}^2 + \frac{BV_3}{BV_{1+2+3+4}} \sigma_{r3}^2 + \frac{BV_4}{BV_{1+2+3+4}} \sigma_{r4}^2$$

$$BV_{1+2+3+4} = BV_1 + BV_2 + BV_3 + BV_4$$

$$n_t = \frac{BV_t}{BV_{1+2+3+4}} n_{1+2+3+4}$$

#### Segundo período

$$n_{2+3+4} = \frac{(z \times BV_{2+3+4} \times \sigma_{rw2+3+4})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{BV_1^2}{n_1} \times s_{r1}^2}$$

em que

$$\sigma_{rw2+3+4}^2 = \frac{BV_2}{BV_{2+3+4}} \sigma_{r2}^2 + \frac{BV_3}{BV_{2+3+4}} \sigma_{r3}^2 + \frac{BV_4}{BV_{2+3+4}} \sigma_{r4}^2$$

$$BV_{2+3+4} = BV_2 + BV_3 + BV_4$$

$$n_t = \frac{BV_t}{BV_{2+3+4}} n_{2+3+4}$$

#### Terceiro período

$$n_{3+4} = \frac{(z \times BV_{3+4} \times \sigma_{rw3+4})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{BV_1^2}{n_1} \times s_{r1}^2 - z^2 \times \frac{BV_2^2}{n_2} \times s_{r2}^2}$$

em que

$$\sigma_{rw3+4}^2 = \frac{BV_3}{BV_{3+4}} \sigma_{r3}^2 + \frac{BV_4}{BV_{3+4}} \sigma_{r4}^2$$

$$BV_{3+4} = BV_3 + BV_4$$

$$n_t = \frac{BV_t}{BV_{3+4}} n_{3+4}$$

### Quarto período

$$n_4 = \frac{(z \times BV_4 \times \sigma_{r4})^2}{(TE - AE)^2 - z^2 \times \frac{BV_1^2}{n_1} \times s_{r1}^2 - z^2 \times \frac{BV_2^2}{n_2} \times s_{r2}^2 - z^2 \times \frac{BV_3^2}{n_3} \times s_{r3}^2}$$

Notas:

Em cada período, todos os parâmetros da população devem ser atualizados com as informações mais precisas disponíveis.

Sempre que não possam ser obtidas/não sejam aplicáveis diferentes aproximações para os desvios-padrão de cada período, pode ser aplicado o mesmo valor do desvio padrão a todos os períodos. Nesse caso,  $\sigma_{rw1+2+3+4}$  é simplesmente igual ao desvio padrão único das margens de erro  $\sigma_r$ .

O parâmetro  $\sigma$  refere-se ao desvio padrão obtido a partir de dados complementares (por exemplo, dados históricos) e  $s$  refere-se ao desvio padrão obtido da amostra auditada. Nas fórmulas, sempre que  $s$  não está disponível, pode ser substituído por  $\sigma$ .

### 2.2.2 Projeção e precisão

$$EE_e = \sum_{i=1}^{n_1} E_{1i} + \sum_{i=1}^{n_2} E_{2i} + \sum_{i=1}^{n_3} E_{3i} + \sum_{i=1}^{n_4} E_{4i}$$

$$EE_s = \frac{BV_{1s}}{n_{1s}} \times \sum_{i=1}^{n_{1s}} \frac{E_{1i}}{BV_{1i}} + \frac{BV_{2s}}{n_{2s}} \times \sum_{i=1}^{n_{2s}} \frac{E_{2i}}{BV_{2i}} + \frac{BV_{3s}}{n_{3s}} \times \sum_{i=1}^{n_{3s}} \frac{E_{3i}}{BV_{3i}} + \frac{BV_{4s}}{n_{4s}} \times \sum_{i=1}^{n_{4s}} \frac{E_{4i}}{BV_{4i}}$$

$$SE = z \times \sqrt{\frac{BV_{1s}^2}{n_{1s}} \times s_{r1s}^2 + \frac{BV_{2s}^2}{n_{2s}} \times s_{r2s}^2 + \frac{BV_{3s}^2}{n_{3s}} \times s_{r3s}^2 + \frac{BV_{4s}^2}{n_{4s}} \times s_{r4s}^2}$$

### Apêndice 3 – Fatores de fiabilidade para a MUS

Número de erros	Risco de aceitação incorreta									
	1%	5%	10%	15%	20%	25%	30%	37%	40%	50%
0	4,61	3,00	2,30	1,90	1,61	1,39	1,20	0,99	0,92	0,69
1	6,64	4,74	3,89	3,37	2,99	2,69	2,44	2,14	2,02	1,68
2	8,41	6,30	5,32	4,72	4,28	3,92	3,62	3,25	3,11	2,67
3	10,05	7,75	6,68	6,01	5,52	5,11	4,76	4,34	4,18	3,67
4	11,60	9,15	7,99	7,27	6,72	6,27	5,89	5,42	5,24	4,67
5	13,11	10,51	9,27	8,49	7,91	7,42	7,01	6,49	6,29	5,67
6	14,57	11,84	10,53	9,70	9,08	8,56	8,11	7,56	7,34	6,67
7	16,00	13,15	11,77	10,90	10,23	9,68	9,21	8,62	8,39	7,67
8	17,40	14,43	12,99	12,08	11,38	10,80	10,30	9,68	9,43	8,67
9	18,78	15,71	14,21	13,25	12,52	11,91	11,39	10,73	10,48	9,67
10	20,14	16,96	15,41	14,41	13,65	13,02	12,47	11,79	11,52	10,67
11	21,49	18,21	16,60	15,57	14,78	14,12	13,55	12,84	12,55	11,67
12	22,82	19,44	17,78	16,71	15,90	15,22	14,62	13,88	13,59	12,67
13	24,14	20,67	18,96	17,86	17,01	16,31	15,70	14,93	14,62	13,67
14	25,45	21,89	20,13	19,00	18,13	17,40	16,77	15,97	15,66	14,67
15	26,74	23,10	21,29	20,13	19,23	18,49	17,83	17,02	16,69	15,67
16	28,03	24,30	22,45	21,26	20,34	19,57	18,90	18,06	17,72	16,67
17	29,31	25,50	23,61	22,38	21,44	20,65	19,96	19,10	18,75	17,67
18	30,58	26,69	24,76	23,50	22,54	21,73	21,02	20,14	19,78	18,67
19	31,85	27,88	25,90	24,62	23,63	22,81	22,08	21,17	20,81	19,67
20	33,10	29,06	27,05	25,74	24,73	23,88	23,14	22,21	21,84	20,67
21	34,35	30,24	28,18	26,85	25,82	24,96	24,20	23,25	22,87	21,67
22	35,60	31,41	29,32	27,96	26,91	26,03	25,25	24,28	23,89	22,67
23	36,84	32,59	30,45	29,07	28,00	27,10	26,31	25,32	24,92	23,67
24	38,08	33,75	31,58	30,17	29,08	28,17	27,36	26,35	25,95	24,67
25	39,31	34,92	32,71	31,28	30,17	29,23	28,41	27,38	26,97	25,67
26	40,53	36,08	33,84	32,38	31,25	30,30	29,46	28,42	28,00	26,67
27	41,76	37,23	34,96	33,48	32,33	31,36	30,52	29,45	29,02	27,67
28	42,98	38,39	36,08	34,57	33,41	32,43	31,56	30,48	30,04	28,67
29	44,19	39,54	37,20	35,67	34,49	33,49	32,61	31,51	31,07	29,67
30	45,40	40,69	38,32	36,76	35,56	34,55	33,66	32,54	32,09	30,67
31	46,61	41,84	39,43	37,86	36,64	35,61	34,71	33,57	33,11	31,67
32	47,81	42,98	40,54	38,95	37,71	36,67	35,75	34,60	34,14	32,67
33	49,01	44,13	41,65	40,04	38,79	37,73	36,80	35,63	35,16	33,67
34	50,21	45,27	42,76	41,13	39,86	38,79	37,84	36,66	36,18	34,67
35	51,41	46,40	43,87	42,22	40,93	39,85	38,89	37,68	37,20	35,67
36	52,60	47,54	44,98	43,30	42,00	40,90	39,93	38,71	38,22	36,67
37	53,79	48,68	46,08	44,39	43,07	41,96	40,98	39,74	39,24	37,67
38	54,98	49,81	47,19	45,47	44,14	43,01	42,02	40,77	40,26	38,67
39	56,16	50,94	48,29	46,55	45,20	44,07	43,06	41,79	41,28	39,67
40	57,35	52,07	49,39	47,63	46,27	45,12	44,10	42,82	42,30	40,67
41	58,53	53,20	50,49	48,72	47,33	46,17	45,14	43,84	43,32	41,67
42	59,71	54,32	51,59	49,80	48,40	47,22	46,18	44,87	44,34	42,67
43	60,88	55,45	52,69	50,87	49,46	48,27	47,22	45,90	45,36	43,67
44	62,06	56,57	53,78	51,95	50,53	49,32	48,26	46,92	46,38	44,67
45	63,23	57,69	54,88	53,03	51,59	50,38	49,30	47,95	47,40	45,67
46	64,40	58,82	55,97	54,11	52,65	51,42	50,34	48,97	48,42	46,67
47	65,57	59,94	57,07	55,18	53,71	52,47	51,38	49,99	49,44	47,67
48	66,74	61,05	58,16	56,26	54,77	53,52	52,42	51,02	50,45	48,67
49	67,90	62,17	59,25	57,33	55,83	54,57	53,45	52,04	51,47	49,67
50	69,07	63,29	60,34	58,40	56,89	55,62	54,49	53,06	52,49	50,67

## Apêndice 4 – Valores para a distribuição normal padronizada (z)

x	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.998650	0.998694	0.998736	0.998777	0.998817	0.998856	0.998893	0.998930	0.998965	0.998999
3.1	0.999032	0.999064	0.999096	0.999126	0.999155	0.999184	0.999211	0.999238	0.999264	0.999289
3.2	0.999313	0.999336	0.999359	0.999381	0.999402	0.999423	0.999443	0.999462	0.999481	0.999499
3.3	0.999517	0.999533	0.999550	0.999566	0.999581	0.999596	0.999610	0.999624	0.999638	0.999650
3.4	0.999663	0.999675	0.999687	0.999698	0.999709	0.999720	0.999730	0.999740	0.999749	0.999758
3.5	0.999767	0.999776	0.999784	0.999792	0.999800	0.999807	0.999815	0.999821	0.999828	0.999835
3.6	0.999841	0.999847	0.999853	0.999858	0.999864	0.999869	0.999874	0.999879	0.999883	0.999888
3.7	0.999892	0.999896	0.999900	0.999904	0.999908	0.999912	0.999915	0.999918	0.999922	0.999925
3.8	0.999928	0.999930	0.999933	0.999936	0.999938	0.999941	0.999943	0.999946	0.999948	0.999950
3.9	0.999952	0.999954	0.999956	0.999958	0.999959	0.999961	0.999963	0.999964	0.999966	0.999967
4.0	0.999968	0.999970	0.999971	0.999972	0.999973	0.999974	0.999975	0.999976	0.999977	0.999978

## **Apêndice 5 – Fórmulas de MS Excel úteis para os métodos de amostragem**

As fórmulas enumeradas abaixo podem ser utilizadas em MS Excel para auxiliar no cálculo dos vários parâmetros exigidos pelos métodos e conceitos pormenorizados nas presentes orientações. Para mais informações sobre o modo como estas fórmulas funcionam, pode consultar o ficheiro de «ajuda» do Excel que apresenta os pormenores das fórmulas matemáticas subjacentes.

Nas fórmulas abaixo, (.) representa um vetor que contém o endereço das células com os valores da amostra ou população.

=MÉDIA(.) : média de um conjunto de dados

=VAR.S(.) : variância do conjunto de dados de uma amostra

=VAR.P(.) : variância do conjunto de dados de uma população

=STDEV.S(.) : desvio padrão do conjunto de dados de uma amostra

=STDEV.P(.) : desvio padrão do conjunto de dados de uma população

=COVARIÂNCIA.S(.) : Covariância entre duas variáveis de uma amostra

=COVARIÂNCIA.P(.) : Covariância entre duas variáveis de uma população

=RAND() : número aleatório entre 0 e 1, obtido a partir de uma distribuição uniforme

=SUM(.) : : soma de um conjunto de dados

## Apêndice 6 – Glossário

Termo	Definição
Erro anômalo	Erro/distorção que não é, comprovadamente, representativo/a da população analisada. A amostra estatística é representativa da população e, por conseguinte, os erros anômalos só devem ser aceites em circunstâncias muito excepcionais e bem fundamentadas.
Erro esperado ( <i>AE</i> )	O erro esperado é o montante do erro que o auditor espera encontrar na população (após realizar a auditoria). Para efeitos de planeamento da dimensão da amostra, a margem de erro esperada é fixada num máximo de 4,0 % do valor contabilístico da população.
Amostragem por atributos	É uma abordagem estatística para determinar o nível de garantia do sistema e avaliar a taxa de ocorrência de erros numa amostra. A sua utilização mais comum em auditorias consiste em testar a margem de desvio de um controlo prescrito para apoiar o nível de risco de controlo avaliado pelo auditor.
Garantia da auditoria	O modelo de garantia é o oposto do modelo de risco. Se se considerar que o risco de auditoria é de 5 %, considera-se que a garantia da auditoria é de 95%. A aplicação do modelo de garantia da auditoria está relacionada com o planeamento e a respetiva dotação de recursos para um determinado programa ou grupo de programas.
Risco de auditoria ( <i>AR</i> )	É o risco de o auditor vir a emitir um parecer não qualificado, quando a declaração de despesas contém erros materiais.
Precisão básica ( <i>BP</i> )	É utilizada na abordagem conservadora da MUS e corresponde ao produto entre o intervalo de amostragem e o fator de fiabilidade (RF) (já utilizado para calcular a dimensão da amostra).
Valor contabilístico ( <i>BV</i> )	A despesa declarada à Comissão de um elemento (operação/pedido de pagamento), $BV_i, i = 1, 2, \dots, N$ . O valor contabilístico total de uma população inclui a soma dos valores contabilísticos dos elementos na população.

<b>Termo</b>	<b>Definição</b>
Intervalo de confiança	O intervalo que contém o valor real (desconhecido) da população (em geral o montante do erro ou a margem de erro) com uma determinada probabilidade (denominada grau de confiança).
Grau de confiança	A probabilidade de um intervalo de confiança produzido por dados de uma amostra conter o erro real da população (desconhecido).
Risco de controlo ( <i>CR</i> )	É o nível de risco perceptível de que um erro material nas declarações financeiras do cliente, ou níveis subjacentes de agregação, não seja evitado, detetado ou corrigido pelos procedimentos internos de controlo da gestão.
Valor contabilístico correto ( <i>CBV</i> )	A despesa correta que seria encontrada se todas as operações/todos os pedidos de pagamento na população fossem auditados e não existissem erros na população.
Risco de deteção	É o nível de risco perceptível de que um erro material nas declarações financeiras do cliente, ou níveis subjacentes de agregação, não seja detetado pelo auditor. Os riscos de deteção estão relacionados com a realização de auditorias das operações.
Estimativa das diferenças	É um método de amostragem estatística baseado na seleção com igual probabilidade. O método baseia-se na extrapolação do erro na amostra. O erro extrapolado é subtraído à despesa total declarada na população a fim de avaliar a despesa correta na população (ou seja, a despesa que seria obtida se todas as operações na população fossem sujeitas a auditoria).
Erro ( <i>E</i> )	Para efeitos do presente documento, um erro é a sobredeclaração quantificável das despesas declaradas à Comissão. Define-se como a diferença entre o valor contabilístico do <i>i</i> -ésimo elemento incluído na amostra e o respetivo valor contabilístico correto, $E_i = BV_i - CBV_i, i = 1, 2, \dots, N$ . Caso a população seja estratificada, é utilizado um índice <i>h</i> para identificar o respetivo estrato: $E_{hi} = BV_{hi} - CBV_{hi}, \text{ where } i = 1, 2, \dots, N_h, h = 1, 2, \dots, H$ e <i>H</i> é o número de estratos.

<b>Termo</b>	<b>Definição</b>
Fator de expansão ( <i>EF</i> )	É um fator utilizado no cálculo de MUS conservadora quando são esperados erros, baseado no risco de aceitação incorreta. Reduz o erro de amostragem. Caso não se esperem erros, o erro esperado (AE) será zero e o fator de expansão não é utilizado. Os valores para o fator de expansão encontram-se na secção 6.3.4.2 das presentes orientações
Margem suplementar ( <i>IA</i> )	A margem suplementar mede o aumento no nível de precisão introduzido por cada erro encontrado na amostra. Esta margem é utilizada na abordagem conservadora da MUS e deve ser somada ao valor da precisão básica sempre que se encontrem erros na amostra (ver secção 6.3.4.5 das presentes orientações).
Risco inerente ( <i>IR</i> )	É o nível de risco percecionado de que pode ocorrer um erro material nas declarações de despesas comunicadas à Comissão, ou níveis subjacentes de agregação, na ausência de procedimentos internos de controlo. É necessário avaliar o risco inerente antes de se iniciarem os procedimentos pormenorizados de auditoria através de entrevistas com a gestão e o pessoal pertinente, revisão de informações contextuais, tais como organigramas, manuais e documentos internos/externos.
Irregularidade	Igual a erro.
Erro conhecido	Um erro detetado na amostra pode conduzir o auditor a detetar um ou mais erros fora dela. Estes erros identificados fora da amostra são classificados como «erros conhecidos». O erro encontrado na amostra é considerado aleatório e incluído na projeção. Este erro da amostra que levou à identificação dos erros conhecidos deve, portanto, ser extrapolado para toda a população, tal como qualquer outro erro aleatório.

<b>Termo</b>	<b>Definição</b>
Materialidade	Os erros são materiais se excederem um determinado nível de erro superior ao que seria considerado admissível. Um nível máximo de materialidade de 2 % é aplicável às despesas declaradas à Comissão no período de referência. A autoridade de auditoria pode ponderar reduzir a materialidade para efeitos de planeamento (erro admissível). A materialidade é utilizada como um limite máximo para comparar o erro projetado nas despesas.
Erro máximo admissível ( <i>TE</i> )	O erro máximo admissível que pode ser encontrado na população de um determinado ano, ou seja, o nível acima do qual se considera que a população apresenta distorção material. Com um nível de 2 % de materialidade, este erro máximo admissível representa, portanto, 2 % das despesas declaradas à Comissão para o referido período de referência.
Distorção	Igual a erro.
Método de amostragem por unidade monetária (MUS)	É um método de amostragem estatística que utiliza a unidade monetária como uma variável auxiliar para a amostragem. Esta abordagem baseia-se normalmente em amostragem sistemática com probabilidade proporcional à dimensão (PPS), ou seja, proporcional ao valor monetário da unidade de amostragem (os elementos de valor elevado têm maior probabilidade de seleção).
Amostragem em várias fases	Uma amostra que é selecionada por fases, sendo as unidades de amostragem em cada fase subamostradas das unidades (maiores) escolhidas na fase anterior. As unidades de amostragem pertencentes à primeira fase são chamadas unidades primárias ou de primeira fase, procedendo-se de igual modo com as unidades de segunda fase, e assim por diante.

<b>Termo</b>	<b>Definição</b>
População	A população para fins de amostragem inclui as despesas declaradas à Comissão para operações no âmbito de um programa ou grupo de programas no período de referência, exceto para unidades de amostragem negativas (conforme explicado abaixo na secção 4.6) e quando se aplicam as disposições de controlo proporcional estabelecidas no artigo 148.º, n.º 1, do RDC e no artigo 28.º, n.º 8, do Regulamento Delegado (UE) n.º 480/2014 no contexto da amostragem efetuada para o período de programação 2014-2020.
Dimensão da população ( $N$ )	É o número de operações ou pedidos de pagamento incluídos nas despesas declaradas à Comissão no ano de referência. Caso a população seja estratificada, é utilizado um índice $h$ para identificar o respetivo estrato, $N_h, h = 1, 2, \dots, H$ em que $H$ é o número de estratos.
Precisão prevista	O erro máximo de amostragem previsto para determinação da dimensão da amostra, ou seja, o desvio máximo entre o valor real da população e a estimativa produzida a partir dos dados da amostra. Normalmente, é a diferença entre o erro máximo admissível e o erro esperado e deve ser definida num valor inferior ao nível de materialidade (ou igual ao mesmo).
Precisão (efetiva) ( $SE$ )	Este é o erro que ocorre por não se observar a totalidade da população. Com efeito, a amostragem implica sempre um erro de estimativa (extrapolação), uma vez que o auditor se baseia em dados da amostra para extrapolar para toda a população. Este erro de amostragem efetivo é uma indicação da diferença entre a projeção da amostra (estimativa) e o parâmetro real (desconhecido) da população (valor do erro). Representa a incerteza na projeção dos resultados para a população.
Erro projetado/extrapolado ( $EE$ )	O erro projetado/extrapolado representa o efeito estimado dos erros aleatórios ao nível da população.

<b>Termo</b>	<b>Definição</b>
Erro aleatório projetado	O erro aleatório projetado é o resultado da extrapolação dos erros aleatórios encontrados na amostra (na auditoria das operações) para a população total. O procedimento de extrapolação/projeção depende do método de amostragem utilizado.
Erro aleatório	São classificados como aleatórios os erros que não são considerados sistêmicos, conhecidos ou anómalos. Este conceito pressupõe que os erros aleatórios detetados na amostra auditada podem estar igualmente presentes na população não auditada. Estes erros devem ser incluídos na projeção dos erros.
Período de referência	<p>Este termo corresponde ao período relativamente ao qual a AA precisa de fornecer garantias.</p> <p>Para o período de programação 2007-2013, o período de referência corresponde ao ano N, ao qual se refere o RAC apresentado no final do ano N + 1; As exceções a esta regra são aplicáveis ao primeiro RAC e ao relatório de controlo final a ser enviado até 31/03/2017 (ver orientações sobre o encerramento).</p> <p>Para o período de programação 2014-2020, o período de referência corresponde ao exercício contabilístico que vai de 01/07/N até 30/06/N+1, ao qual se refere o RAC apresentado no final do ano N+2;</p>
Fator de fiabilidade ( <i>RF</i> )	O fator de fiabilidade RF é uma constante da distribuição de Poisson para um erro esperado de zero. Depende do grau de confiança e os valores para a sua aplicação em cada situação podem ser encontrados na secção 6.3.4.2 das presentes orientações.
Risco de erro material	É o produto do risco inerente e de controlo. O risco de erro material está relacionado com o resultado das auditorias dos sistemas.
Margem de erro da amostra	A margem de erro da amostra corresponde ao montante das irregularidades detetadas pelas auditorias das operações dividido pela despesa auditada.

<b>Termo</b>	<b>Definição</b>
Dimensão da amostra ( $n$ )	É o número de unidades/elementos incluídos na amostra. Caso a população seja estratificada, é utilizado um índice $h$ para identificar o respetivo estrato, $n_h$ , $h = 1, 2, \dots, H$ e $H$ é o número de estratos;
Erro de amostragem	O mesmo que precisão.
Intervalo de amostragem ( $SI$ )	O intervalo de amostragem é o passo da seleção utilizado nos métodos de amostragem baseados na seleção sistemática. No respeitante aos métodos que utilizam a probabilidade de seleção proporcional à despesa (tal como o método MUS), o intervalo de amostragem é o rácio entre o valor contabilístico total na população e a dimensão da amostra.
Método de amostragem	O método de amostragem engloba dois elementos: a conceção de amostragem (por exemplo, igual probabilidade, probabilidade proporcional à dimensão) e o procedimento de projeção (estimativa). Em conjunto, estes dois elementos proporcionam o enquadramento para calcular a dimensão da amostra e projetar o erro.
Período de amostragem	No contexto da amostragem de dois períodos ou amostragem de vários períodos, os períodos de amostragem referem-se a uma parte do período de referência (normalmente um trimestre, um quadrimestre ou um semestre). O período de amostragem pode também ser o mesmo que o período de referência.
Unidade de amostragem	Uma unidade de amostragem é uma das unidades em que se divide uma população para fins de amostragem.  A unidade de amostragem pode ser uma operação, um projeto no âmbito de uma operação ou um pedido de pagamento por parte de um beneficiário.

<b>Termo</b>	<b>Definição</b>
Amostragem aleatória simples	A amostragem aleatória simples é um método de amostragem estatística. A unidade estatística a amostrar é a operação (ou o pedido de pagamento, tal como explicado acima). As unidades na amostra são selecionadas aleatoriamente com iguais probabilidades.
Desvio padrão ( $\sigma$ ou $s$ )	É uma medida da variabilidade da população em redor da sua média. Pode ser calculado utilizando erros ou valores contabilísticos. Quando calculado para a população, é, regra geral, representado por $\sigma$ e, quando calculado para a amostra, é representado por $s$ . Quanto maior é o desvio padrão, mais heterogénea é a população (amostra).
Estratificação	Consiste em dividir uma população em vários grupos (estratos), de acordo com o valor de uma variável auxiliar (normalmente a variável sujeita a auditoria, ou seja, o valor da despesa por operação no programa auditado). Na amostragem estratificada, são recolhidas amostras independentes de cada estrato. O principal objetivo da estratificação é duplo: por um lado, permite, regra geral, uma melhoria da precisão (para a mesma dimensão da amostra) ou uma redução da dimensão da amostra (para o mesmo nível de precisão); por outro lado, assegura que as subpopulações correspondentes a cada estrato estão representadas na amostra.
Erro sistémico	Os erros sistémicos são os erros detetados na amostra auditada que têm um impacto na população não auditada e ocorrem em circunstâncias bem definidas e semelhantes. Esses erros têm geralmente uma característica comum, por exemplo, o tipo de operação, o local ou o período de tempo. Estão geralmente associados a procedimentos de controlo ineficazes no âmbito (parcial) dos sistemas de gestão e controlo.
Erro admissível	O erro admissível é a margem máxima de erro aceitável que pode ser encontrada na população. Com um nível de materialidade de 2 %, o erro admissível é, portanto, 2 % das despesas declaradas à Comissão para o período de referência.

<b>Termo</b>	<b>Definição</b>
Distorção admissível	Igual a erro admissível.
Valor contabilístico total	A despesa total declarada à Comissão para um programa ou grupo de programas, correspondente à população da qual a amostra é recolhida.
Margem de erro total ( <i>TER</i> )	A margem de erro total corresponde à soma dos seguintes erros: erros aleatórios projetados, erros sistémicos e erros anómalos não corrigidos. Todos os erros devem ser quantificados pela autoridade de auditoria e incluídos na <i>TER</i> , com a exceção dos erros anómalos corrigidos. O mesmo que margem de erro total projetada ( <i>TPER</i> ) ou distorção total projetada.
Amostragem em duas fases	Uma amostra que é seleccionada em duas fases, na qual as unidades de amostragem da segunda fase (unidades de subamostragem) são escolhidas de entre as unidades de amostragem da amostra principal. No caso das auditorias aos fundos FEEI, um dos exemplos típicos de uma conceção de amostragem em duas fases está relacionado com a utilização da operação na primeira fase e da fatura na segunda fase como unidade de subamostragem.
Limite superior de erro ( <i>ULE</i> )	O limite superior é igual à soma do erro projetado com a precisão da extrapolação. Igual a limite superior do intervalo de confiança, limite superior para a distorção da população e limite superior de distorção.
Variância ( $\sigma^2$ )	O quadrado do desvio padrão
<i>z</i>	É um parâmetro da distribuição normal relacionado com o grau de confiança determinado a partir de auditorias dos sistemas. Os valores possíveis de <i>z</i> são apresentados na secção 5.3 das presentes orientações.