

# **Desenho Amostral e Cálculo dos Pesos Amostrais para a Pesquisa de Satisfação dos Usuários do SUAS**

Marcel de Toledo Vieira  
Mauricio Teixeira Leite de Vasconcellos  
Pedro Luis do Nascimento Silva

## **1. Introdução**

A principal finalidade deste relatório é a descrição dos procedimentos estatísticos de amostragem adotados para a realização da “Pesquisa de Satisfação dos Usuários do SUAS”, incluindo critérios adotados para o seu dimensionamento, seleção e posterior cálculo de seus pesos amostrais. A referida pesquisa pode ser classificada como do tipo transversal repetida, com periodicidade bianual (uma vez que há um planejamento para que seja repetida), com múltiplos propósitos, e tem fins tanto descritivos quanto analíticos.

Os objetivos da primeira rodada desta pesquisa foram avaliar a satisfação e qualidade do Serviço de Proteção e Atendimento Integral à Família (PAIF), Serviço de Convivência e Fortalecimento de Vínculos (SCFV) e de outros serviços prestados pelos Centros de Referência em Assistência Social (CRAS). Dados da pesquisa serão disponibilizados para gestores e para a comunidade acadêmica, podendo subsidiar o entendimento e a formulação de melhorias dos serviços prestados pelos CRAS. Os dados coletados irão servir como subsídios para dirigentes governamentais, cujas decisões afetam a vida dos brasileiros. Além disso, poderão ser utilizados por pesquisadores interessados em conhecer melhor quem são e o que pensam os usuários dos serviços dos CRAS.

Sendo assim, neste relatório são apresentadas considerações a respeito: (a) do cadastro utilizado para a seleção da amostra; (b) dos objetivos da pesquisa em termos da definição dos domínios (ou subpopulações) para os quais são desejadas estimativas com precisão controlada; (c) da pré-especificação dos parâmetros considerados para o dimensionamento da amostra, incluindo o seu tamanho, alocação nos domínios de interesse e precisão estimada; e (d) do cálculo dos pesos amostrais.

## **2. Estrutura Geral do Plano Amostral**

A população alvo da “Pesquisa de Satisfação dos Usuários do SUAS” é composta por Usuários dos CRAS. Estima-se que aproximadamente 3 milhões de usuários sejam atendidos pelos serviços PAIF e SCFV, com cerca de 18 milhões de atendimentos sendo realizados anualmente. A população

pesquisada foi definida como usuários dos Centros de Referência em Assistência Social (CRAS), em visita aos CRAS no período de realização da pesquisa (24/04/2018 a 08/06/2018).

A estrutura geral do plano amostral que foi adotado teve como base o método de amostragem estratificada e conglomerada em três estágios, com seleção:

- a) de CRAS (as Unidades Primárias de Amostragem - UPAs) no primeiro estágio, por Amostragem com Probabilidades Proporcionais a uma medida de tamanho, através do método de Amostragem Sequencial de Poisson (ASP),
- b) do dia da entrevista no segundo estágio, e
- c) dos usuários no terceiro estágio através do método de Amostragem Inversa.

Como medida de tamanho dos CRAS considerou-se o número médio de famílias atendidas por mês pelo Programa de Atenção Integrada à Família no CRAS ao longo do ano de 2016 (era a informação mais recente disponível no momento da seleção da amostra) dividido por uma medida de distância (ordinal) entre o município onde se localiza o CRAS e a capital da UF (1 = até 100 Km de distância; 2 = entre 101 Km e 200 Km de distância; 3 = entre 201 Km e 300 Km de distância; 4 = entre 301 e 400 Km de distância; 5 = 401 Km ou mais de distância).

Por conta do segundo estágio de seleção, é interessante notar que a pesquisa levou em consideração um modelo de amostragem de local e tempo (*time-location sampling* - TLS) sendo os locais definidos pela amostra dos CRAS. A dimensão temporal da TLS foi definida pelo dia de pesquisa (um dia útil) e pelo horário de início das entrevistas em cada CRAS. No entanto, é preciso considerar que: (1) o questionário pode conduzir a uma entrevista longa; (2) o número de entrevistas de usuários em um dia de pesquisa por CRAS; e (3) o CRAS fica aberto por oito horas. Em consequência, se houvesse um fluxo contínuo de usuários a entrevistar, oito horas de trabalho permitiriam realizar 16 entrevistas de 30 minutos em um dia de pesquisa. Isto implicaria que as entrevistas deveriam começar tão logo começasse o expediente do CRAS, não sendo adequado selecionar aleatoriamente um horário para início das entrevistas em cada CRAS. Dessa forma, restou definir de forma aleatória o dia de pesquisa em cada CRAS, ou a ordem aleatória em que devem ser visitados para realização das entrevistas. Para tanto, optou-se pelo uso do algoritmo de seleção definido por Jaroslav Hájek, que consiste em selecionar um número aleatório uniformemente distribuído no intervalo (0;1) para cada CRAS, ordenar o arquivo de cada UF na ordem crescente desses números aleatórios e definir a ordem de pesquisa nessa sequência. Cabe ressaltar que, em algumas UF, o número aleatório foi gerado por município de forma a reduzir os deslocamentos e, portanto, o custo da pesquisa. Quando o município tinha mais de um CRAS, foi também gerado um número aleatório por CRAS, para definir a ordem de pesquisa entre os CRAS de um mesmo município.

O procedimento de amostragem inversa, adotado para a seleção da amostra de usuários no terceiro estágio, faz parte dos métodos sequenciais da estatística e se caracteriza por terminar quando o um número prefixado de entrevistas realizadas é obtido. Chama-se amostragem inversa porque, em vez de fixar um número de tentativas de entrevista, fixa um número de sucessos (ou de entrevistas realizadas), deixando variável o número de tentativas de entrevistas. Apesar de o número de tentativas ser livre, é fundamental que ele seja controlado e conhecido uma vez que é necessário para o cálculo da probabilidade de inclusão na amostra dos entrevistados e, portanto, para o cálculo de seu peso amostral. A operacionalização das entrevistas foi feita por uma dupla de entrevistadores, que se alternaram nos papéis de controlar a saída de usuários do CRAS e entrevistar usuários que aceitassem participar da pesquisa. Todo usuário de 18 anos ou mais que saía do CRAS gerou um registro no dispositivo móvel de coleta (DMC) com informação sobre seu sexo ao nascer, idade, tipo de serviço que buscou no CRAS, sua satisfação no atendimento e o resultado de entrevista (não selecionado para a amostra, entrevistado com sucesso, selecionado para amostra com entrevista interrompida, selecionado para amostra com recusa, fora da população de pesquisa, etc.). Todos os usuários elegíveis (com 18 anos ou mais de idade na data da abordagem) foram convidados a participar da pesquisa e os que aceitaram foram entrevistados. Terminada a entrevista do primeiro, os usuários, que saíram em seguida foram convidados a participar da pesquisa e entrevistados, se concordassem. Este processo terminava quando fosse alcançado o número de 16 entrevistas estabelecido por CRAS, ou quando o CRAS fechasse, com qualquer número de entrevistas. Assim, durante a entrevista de um usuário por um dos entrevistadores, o outro entrevistador ficou encarregado de registrar as saídas de usuários. Terminada essa entrevista, os entrevistadores trocavam de papel na entrevista do próximo usuário que aceitasse a pesquisa. Neste sentido, a ordem de saída do CRAS, associada à duração da entrevista de um usuário, definiu a seleção aleatória dos demais usuários.

A estratificação foi definida de acordo com orientações da coordenação do estudo e visando atender aos domínios de interesse (subgrupos populacionais) pré-estabelecidos. Os domínios de interesse foram definidos:

- a) pelas 5 macrorregiões do Brasil; e
- b) por uma variável de Porte Municipal com duas categorias (1 = municípios com população de até 100.000 habitantes de acordo com o Censo Demográfico 2010 do IBGE; 2 = municípios com população de mais de 100.000 habitantes de acordo com o Censo Demográfico 2010 do IBGE);
- c) considerando apenas as categorias nas margens (total de 7 domínios).

Com a finalidade de aumentar o espalhamento da amostra, além das variáveis que definem os domínios de interesse, foram consideradas duas variáveis adicionais para a estratificação:

- a) Unidade da Federação (com 27 categorias representando cada uma das UFs); e

b) número de CRAS por município (1 = municípios com até 9 CRAS; 2 = municípios com 10 ou mais CRAS).

Nesta pesquisa:

- a) as unidades de amostragem (unidades selecionadas no processo de seleção) foram CRAS e usuários do CRAS;
- b) as unidades de referência (unidades de observação) foram usuários dos CRAS, dentro do CRAS;
- c) as unidades informantes (unidade que forneceram as informações) foram usuários dos CRAS (a partir de 18 anos de idade);
- d) as unidades de análise (unidades às quais a inferência poderá ser dirigida) são também usuários do CRAS; e
- e) os parâmetros de interesse são médias, totais, proporções, índices, etc.; para cálculo do tamanho da amostra consideramos proporções como principais parâmetros de interesse.

### **3. Especificação do Cadastro Empregado para a Seleção da Amostra**

No processo de definição do cadastro que seria adotado para a seleção da amostra constatou-se a não disponibilidade de um cadastro com identificação de usuários dos CRAS que tivesse uma cobertura aceitável. Estimativas do Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário indicam que cerca de 80% dos usuários do CRAS são pessoas cadastradas no CADÚnico, mas que apenas 8% dos cadastrados no CADÚnico são usuários do CRAS. Além disso, sabe-se que dados do CADÚnico possuem defasagem de até 2 anos. Por isso, decidiu-se pela não utilização do CADÚnico como cadastro para a seleção da amostra de usuários.

Sendo assim, decidiu-se adotar como cadastro básico para a seleção da amostra de usuários um cadastro composto por uma listagem de conjuntos de elementos da população pesquisada. Desta forma, considerou-se um cadastro de CRAS construído a partir da base de dados do Sistema de Registro Mensal de Atendimentos dos CRAS (RMA/CRAS) para o ano de 2016, que era aquela que estava disponível no momento da seleção da amostra. Este cadastro continha 8.281 CRAS onde são atendidos os usuários pertencentes à população alvo, e inclui variáveis de identificação dos CRAS e outras variáveis auxiliares que permitiram, por exemplo, a construção das variáveis de domínios de interesse e de estratificação. A adoção deste cadastro exigiu que a amostra de usuários dos CRAS fosse selecionada através de um método de amostragem que envolvesse mais de um estágio de seleção.

#### 4. Definição do Tamanho da Amostra

Para o dimensionamento do tamanho da amostra da “Pesquisa de Satisfação dos Usuários do SUAS” foram consideradas experiências prévias da equipe de amostragem com outras pesquisas, ressaltando o fato de que a pesquisa aqui descrita é inédita no Brasil. Por isso, havia pouca experiência prévia com pesquisas muito semelhantes no Brasil relatadas na literatura.

Para o cálculo do tamanho da amostra foram feitas as seguintes considerações:

- (i) nível de confiança de 95%;
- (ii) principal parâmetro de interesse do estudo definido como uma proporção com valor definido com 50%;
- (iii) erro máximo previsto (margem de erro) de 5% para cada um dos 7 (sete) domínios de interesse definidos acima, e de 2,2% para os parâmetros a nível nacional; e
- (iv) correção para populações finitas (sobretudo para o cálculo de medidas de precisão em domínios de interesse de tamanho limitado).

Expressões usuais utilizadas para o cálculo do tamanho da amostra consideram normalmente que a seleção das unidades de análise seja feita por amostragem aleatória simples (AAS<sup>1</sup>), o que normalmente não é viável em termos práticos em pesquisas de grande porte como na presente situação, por conta da indisponibilidade de um cadastro de unidades elementares (usuários) e também pela necessidade de atender aos diversos domínios de análise com estimativas com níveis de precisão pré-estabelecidos.

Sendo assim, o procedimento amostral adotado pela pesquisa deve ser considerado através de um ajuste no cálculo do tamanho da amostra de usuários. Uma maneira frequentemente adotada por estatísticos amostristas para a comparação da eficiência de procedimentos amostrais alternativos é a adoção da medida de Efeito do Plano Amostral (EPA), desenvolvida por Kish (1965). Este autor propôs uma medida do efeito de um plano amostral sobre variância de um estimador e a chamou originalmente de *design effect (deff)*. Sua principal utilidade é a comparação de esquemas amostrais alternativos antes da seleção da amostra.

Além disso, outra utilidade da medida do EPA é a sua utilização no cálculo dos tamanhos amostrais para planos complexos<sup>2</sup> partindo de expressões simples válidas para o caso de AAS. É neste sentido que o conceito do EPA é aqui utilizado. Será considerado, por hipótese<sup>3</sup>, um valor máximo para o EPA em função de possíveis efeitos de conglomerção, como sendo igual a 4 (quatro), indicando que trabalhamos com o pressuposto que houve perda de eficiência amostral por

1 Método de amostragem que garante que todos os elementos da população tenham a mesma probabilidade de serem selecionados. Método mais simples, no qual muitos outros procedimentos amostrais se baseiam.

2 Planos amostrais complexos envolvem normalmente estratificação, conglomerção, probabilidades desiguais de seleção, ajustes para compensar não resposta e outros ajustes, e consequentemente observações com pesos desiguais.

3 Devido à ausência de pesquisas semelhantes realizadas anteriormente na mesma população.

conta da adoção da amostragem conglomerada em três estágios quando comparada à amostragem aleatória simples.

Sendo assim, o tamanho da amostra foi calculado a partir da seguinte expressão:

$$n = EPA \times \frac{NPQ}{(N-1)D+PQ} \text{ com } D = \frac{B^2}{z_{\alpha/2}^2}, \text{ e}$$

N representa o tamanho da população, B representa a margem de erro, P = 0,5 e Q = 0,5.

Levando em consideração todas as informações acima, o tamanho da amostra foi calculado como sendo igual a 7.680 usuários, conglomerados em 480 CRAS com a seleção de 16 usuários por CRAS selecionado para a amostra.

## 5. Pesos Amostrais

Os pesos amostrais aqui descritos refletem não apenas o desenho amostral da “Pesquisa de Satisfação dos Usuários do SUAS”, mas também os termos de ajuste para tratamento dos casos de “perdas” de alguns CRAS ao longo do processo de coleta, e também número de questionários aplicados inferiores a 16 em CRAS onde ocorreram menos entrevistas do que o especificado.

Resumidamente, o cálculo dos pesos amostrais dos usuários levou em consideração:

- a) probabilidades de seleção dos CRAS, ou seja, das UPAs;
- b) correção de não resposta dos pesos de seleção dos CRAS dentro dos estratos de seleção, para compensar a perda completa de alguns poucos CRAS;
- c) probabilidades de seleção do dia para realização das entrevistas nos CRAS;
- d) correção para situações em que o tempo de coleta em algum CRAS foi inferior ao do funcionamento do CRAS (nesta correção foram considerados pesos inversamente proporcionais à duração de coleta em cada CRAS, tomando como padrão um horário de funcionamento de 8 horas por dia; foi necessário aplicar um truncamento nas durações calculadas a partir dos dados; foram adotados limites mínimo de 120 minutos e máximo de 480 minutos, para evitar a geração de pesos com valores atípicos);
- e) probabilidade de seleção de visitantes, dentro do período de coleta.

Sendo assim, as probabilidades de seleção dos usuários foram calculadas a partir da seguinte expressão:

$$\pi_{hji} = [m_h \times x_{hj}/X_h] \times [m'_h/m_h] \times [1/21] \times [t_{hj}/480] \times [n'_{hj}/n_{hj}],$$

onde

$\pi_{hji}$  é a probabilidade de seleção do usuário  $i$ , atendido no CRAS  $j$  pertencente ao estrato  $h$ ;

$m_h$  é o tamanho da amostra de CRAS no estrato  $h$ ;

$x_{hj}$  é a medida de tamanho do CRAS  $j$  pertencente ao extrato  $h$ ;

$X_h$  é o total das medidas de tamanho de todos os CRAS pertencentes ao estrato  $h$ ;

$m'_h$  é o número realizado de CRAS pesquisados no estrato  $h$ ;

$t_{hj}$  é o tempo de duração da visita ao CRAS medido em minutos;

$n'_{hj}$  é o número de entrevistas completas realizadas; e

$n_{hj}$  é o número de usuários abordados no CRAS  $j$  pertencente ao estrato  $h$ .

A partir das probabilidades de seleção, o peso amostral do usuário  $i$  (WA21\_PESO\_AMOSTRA), atendido no CRAS  $j$  pertencente ao estrato  $h$  foi calculado a partir da seguinte expressão:

$$d_{hji} = 1/\pi_{hji}.$$

É importante notar que, para o tratamento da não resposta definida no item b) acima, consideramos que o mecanismo gerador é do tipo aleatório (MAR), de acordo com Rubin (1976), com o padrão de não resposta dependente apenas das variáveis de estratificação.

## 6. Estimação Pontual

Os pesos amostrais devem ser utilizados na estimação de quaisquer medidas descritivas de interesse calculadas a partir dos dados da amostra do “Pesquisa de Satisfação dos Usuários do SUAS”. A adoção dos pesos amostrais assegura a consideração de diversos aspectos do esquema de seleção adotado, incluindo a estratificação e conglomeração, bem como ajusta para os efeitos da não resposta. A não consideração dos pesos amostrais na análise pode resultar em vício nas estimativas, tanto de medidas descritivas quanto de coeficientes de modelos de regressão ajustados.

Para estimar totais, por exemplo, recomendamos a adoção de estimadores “lineares” do tipo

$$\hat{Y} = \sum_{i \in s} d_i \times y_i$$

onde  $d_i$  é o peso associado à unidade  $i$  da amostra,  $y_i$  é o valor de uma variável de interesse  $y$  observado para a unidade  $i$  da amostra, e  $i \in s$  indica o conjunto de todas as unidades da amostra pesquisada  $s$ .

Para estimar médias, por sua vez, recomendamos a adoção de estimadores do tipo

$$\hat{y}_d = \frac{\sum_{i \in s} d_i \times y_i}{\sum_{i \in s} d_i}.$$

Estimativas que consideram os pesos amostrais podem ser produzidas a partir de *software* como R (pacote survey, por exemplo), SAS (procs começando com ‘survey’), Stata, SUDAAN ou SPSS (pacote SPSS Complex Samples). Na seção seguinte, iremos apresentar algumas orientações sobre a utilização dos software Stata e R.



## 7. Precisão das Estimativas

A estimação da precisão das estimativas de uma pesquisa é um importante instrumento de avaliação da qualidade dos resultados produzidos. Recomendamos para o cálculo de estimativas de erros padrões, a adoção de procedimentos já implementados em sistemas computacionais disponíveis, como R, SAS (procs começando com ‘survey’), Stata, SUDAAN ou SPSS (pacote SPSS Complex Samples). Tais procedimentos produzem uma aproximação razoável das estimativas de precisão considerando o esquema de seleção efetivamente adotado na pesquisa. A adoção de cálculos aproximados é normalmente recomendada, sobretudo devido à facilidade de implementação, e evita a necessidade da derivação e programação de estimadores de erros padrões específicos para cada plano amostral considerado. Para maiores informações, ver Pessoa e Nascimento Silva (1998).

Para especificação do desenho amostral da “Pesquisa de Satisfação dos Usuários do SUAS” no software R, usando o pacote survey, deve-se utilizar a função `svydesign` da seguinte maneira:

```
CRAS.plan = svydesign(data=CRASAmostra, strata=~wa12_estrato , id=~wa13_upa ,  
  nest=TRUE, weights=~WA21_PESO_AMOSTRA)
```

Após a referida especificação, a utilização de funções do pacote survey do R irá garantir a consideração de todas as características do desenho amostral.

Para especificação do desenho amostral da pesquisa no Stata, usando os comandos que se iniciam com `svy`, deve-se utilizar inicialmente o comando `svyset` da seguinte maneira (com tudo na mesma linha):

```
svyset wa13_upa [pweight=WA21_PESO_AMOSTRA], strata(wa12_estrato)  
singleunit(centered)
```

Após a referida especificação, a utilização de comandos que começam com `svy` no Stata irá garantir a consideração de todas as características do desenho amostral.

Os impactos da amostragem complexa, especialmente aqueles causados pela conglomeração da amostra, no presente caso por CRAS, na estimação de medidas de precisão são bem conhecidos pelos estatísticos amostristas. Esquemas complexos de amostragem, como o desenho amostral da “Pesquisa de Satisfação dos Usuários do SUAS”, violam o pressuposto estatístico central de independência entre observações, como resultado de probabilidades de seleção desiguais, conglomeração e estratificação, e, portanto, a formulação padrão de métodos de inferência muitas vezes não é válida ao analisar dados selecionados usando um esquema de amostragem complexo.

Além disso, esquemas de amostragem complexos podem introduzir uma estrutura de correlação entre observações. Por exemplo, no presente contexto, usuários que são atendidos no mesmo CRAS tendem a ser mais semelhantes do que usuários em diferentes CRAS. Sob este tipo de situações, o uso de métodos inferenciais padrão com dados de amostragem complexos pode



resultar em viés em estimadores de erro padrão, afetando intervalos de confiança e testes de significância, além dos estimadores pontuais como comentado da seção anterior.

Ignorar os efeitos de conglomeração e os pesos amostrais, por exemplo, pode levar à subestimação de erros padrão e, portanto, a intervalos de confiança mais estreitos e à rejeição inadequada de hipóteses estatísticas nulas. A estratificação normalmente afeta a análise em uma direção oposta. Portanto, ignorar os efeitos de conglomeração, ponderação e estratificação pode resultar em inferência estatística incorreta.

## **8. Referências**

Kish, L. Survey Sampling. 1965. New York: Wiley.

Pessoa DGC, Nascimento Silva PL. Análise de Dados Amostrais Complexos. 1998. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística.

Rubin DB. Inference and Missing Data. *Biometrika*. 1976; 63(3): 581-592.