

7 Resultados da simulação - Roraima

Este capítulo apresenta a descrição e a análise dos resultados obtidos através da simulação de um conjunto com 2000 réplicas de amostras conglomeradas sob os planos amostrais *ACIS* e *AC2-SAEB* aplicados à *população de referência* de Roraima.

O primeiro plano amostral (*ACIS*) usa a amostragem de conglomerados em um único estágio, no qual as *unidades primárias* são selecionadas por *amostragem aleatória simples sem reposição*. O segundo plano (*AC2-SAEB*) apresenta as características de estratificação, conglomeração em dois estágios e seleção das unidades do primeiro estágio com probabilidade proporcional ao tamanho (PPT).

A simulação foi desenvolvida com o intuito de avaliar a qualidade dos estimadores pontuais e de variância propostos para os *coeficientes de escalonabilidade* H_{ij} , H_i e H , de acordo com o Capítulo 4.

Como consequência desse processo de amostragem repetida para cada estimador, é obtida uma aproximação da distribuição amostral (estimativa da *função densidade de probabilidade*) para o conjunto fixado de 2000 de réplicas (Bean e Kish, 1974; 1975). Esta distribuição foi usada para avaliar o comportamento do estimador em termos de vício e precisão considerando as medidas definidas no Capítulo 5 e, além disto, outras características como a presença de valores atípicos. A análise dos resultados é feita com base em tabelas, gráficos e testes estatísticos apropriados ao contexto da amostragem de populações finitas.

A Seção 7.1 trata dos resultados e da discussão referentes à estimação dos *coeficientes de escalonabilidade* sob os planos amostrais adotados. Na Seção 7.2, é desenvolvida a análise do comportamento dos estimadores de variância para os estimadores destes coeficientes.

7.1. Estimação dos coeficientes de escalonabilidade

Nesta seção são apresentados os resultados referentes à estimação dos *coeficientes de escalonabilidade*, tendo como referência uma aproximação da *distribuição amostral* de cada estimador - \hat{H}_{ij_w} , \hat{H}_{i_w} e \hat{H}_w que foi obtida com 2000 réplicas de amostras, sob cada plano amostral adotado neste estudo.

Para o plano *ACIS*, a distribuição do número de alunos nas réplicas de amostras é aproximadamente *normal* com média 1406 e desvio-padrão 135; sendo 967 (mínimo) e 1876 (máximo)¹. Para o plano *AC2-SAEB*, a distribuição do total de alunos nas réplicas de amostras varia de 777 a 1021 alunos, com *distribuição normal* com média 893 e desvio-padrão 34.80 (Gráficos 7.1 e 7.2).

Para facilitar a apresentação dos resultados no decorrer deste capítulo, as tabelas e figuras estão disponíveis nos apêndices.

Nas duas subseções seguintes, são apresentados os resultados relacionados às propriedades de *vício* e *precisão* do estimador \hat{H}_{ij_w} bem como a discussão dos principais achados, sob os planos amostrais.

7.1.1 Coeficiente de escalonabilidade H_{ij} - sob *ACIS*

A estimativa (em percentual) do coeficiente de variação da distribuição amostral das popularidades dos itens pertence ao intervalo (0.70; 18.28]. Os valores mínimo e máximo deste intervalo são referentes às popularidades estimadas 0.95 e 0.06, respectivamente.

Sob este plano amostral, a ordenação inversa ocorreu com frequência relativa de 8.45%, 0.30% e 25% do total de réplicas de amostras nos seguintes pares de itens: (1,2), (2,6) e (3,8), respectivamente.

Quanto ao aspecto do *vício*, há evidências de que o estimador \hat{H}_{ij_w} seja *viciado* para estimar o coeficiente H_{ij} , sob o plano amostral *ACIS*, ao nível de 5%, em 55.6% dos pares de itens (Tabelas 7, 7.1, 7.3 e 7.10). Para estes pares de itens, as estimativas de *vício relativo* deste estimador pontual são inferiores a 3% (Tabela 7.4).

¹ Em 87.6% das réplicas, o número de alunos varia entre 1200 a 1600.

Em 66.7% dos pares de itens, as estimativas do *erro relativo médio* do estimador \hat{H}_{ij_w} estão compreendidas no intervalo (6.8%; 20%) (Tabela 7.7).

Para facilitar a compreensão dos resultados, a Figura 7A ilustra, para cada par de itens (i, j), o histograma referente à distribuição de 2000 estimativas do coeficiente H_{ij} , sob o plano ACIS, com a superposição de uma densidade normal.

Apenas para os pares de itens: (1,9), (2,5), (2,6), (2,8), (2,9), (3,6), (3,8), (3,9), (4,6), (4,7), (4,8), (5,10), (6,7), (6,8), (6,9), (7,8), (8,9), (8,10); não há evidência contrária à hipótese de normalidade (H_0) para o estimador \hat{H}_{ij_w} ao nível de 5%, de acordo com teste de normalidade de *Shapiro-Wilk* (Royston, 1982, 1995) (Tabela 7.13 e Figura 7A).

Para os pares de itens: (1,10), (2,5), (2,10) e (6,10) - com distância acentuada entre as popularidades - nota-se em 30% das réplicas de amostras conglomeradas em único estágio, com tamanhos variando entre 967 e 1876 alunos, a ocorrência de estimativas não positivas do coeficiente H_{ij} (Figura 7A).

Na análise da probabilidade de cobertura empírica dos *intervalos de confiança* de 95% do parâmetro H_{ij} foram utilizadas as estimativas do erro padrão do estimador \hat{H}_{ij_w} que foram obtidas pelos três métodos de estimação de variância: *método do Conglomerado Primário*, método corrigido pelo uso da *correção de população finita* e *Delete -1 Jackknife*, sob o plano ACIS.

Com os resultados obtidos da estimação dos intervalos IC (95%, H_{ij}), observa-se que as probabilidades de cobertura empíricas são inferiores ao nível de 95% (Tabelas 7.16, 7.17 e 7.18), quando estes intervalos são construídos com as estimativas do erro padrão do estimador \hat{H}_{ij_w} que foram produzidas pelo método com *correção de população finita*.

7.1.2 Coeficiente de escalonabilidade H_{ij} - sob AC2-SAEB

A estimativa (em percentual) do coeficiente de variação da distribuição amostral das popularidades dos itens pertence ao intervalo (0.90; 18.6]. Os valores mínimo e máximo deste intervalo são referentes às popularidades estimadas 0.95 e 0.06, respectivamente.

Ao selecionar uma amostra sob o plano amostral *AC2-SAEB*, com tamanho acima de 900 respondentes, nota-se que o percentual de ocorrência da *ordenação inversa* é igual a 10.85%, 0.05%, 1.25% e 29.25% para os pares (1,2), (1,6), (2,6) e (3,8) nesta ordem.

Sob este plano amostral, há evidências de que o estimador \hat{H}_{ij_w} seja *viciado* para estimar o coeficiente H_{ij} , ao nível de significância $\alpha=0.05$. Esta propriedade é observada em 84.4% dos pares de itens (Tabelas 7.2 e 7.11). Para estes pares de itens, as estimativas de *vicio relativo* do estimador \hat{H}_{ij_w} são inferiores a 5% (Tabela 7.5).

De modo geral, as estimativas do *erro relativo médio* do estimador \hat{H}_{ij_w} são maiores quando comparadas com as estimativas, sob o plano *ACIS* (Tabelas 7.7 e 7.8).

A Figura 7B mostra, para cada par de itens (i, j), o histograma de frequência relativa da *distribuição amostral* de \hat{H}_{ij_w} , sob o plano amostral *AC2-SAEB* com a superposição de uma densidade normal.

Para os pares de itens: (1,10), (2,5), (2,10) e (6,10) - com distância acentuada entre as popularidades - nota-se em aproximadamente 30% das réplicas de amostras conglomeradas selecionadas sob o plano *AC2-SAEB*, com tamanhos variando entre 777 e 1021 alunos, a ocorrência de estimativas não positivas do coeficiente H_{ij} (Figura 7B).

Baseado no teste de normalidade de *Shapiro-Wilk*, para os pares de itens: (1,2), (1,3), (1,6), (1,9), (2,3), (2,4), (2,6), (2,7), (2,8), (2,9), (3,6), (3,8), (3,9), (4,5), (4,6), (4,7), (4,8), (4,9), (4,10), (5,7), (5,8), (5,9), (5,10), (6,7), (6,9), (7,8), (7,9), (7,10), (8,9), (9,10); há evidências de que a *distribuição amostral* do estimador \hat{H}_{ij_w} tende para uma *distribuição normal*, ao nível de 5% (Tabela 7.14 e Figura 7B).

Nota-se que ao empregar as estimativas do erro padrão que foram produzidas pelo método com *correção de população finita*, sob o plano *AC2-SAEB*; as probabilidades de cobertura empíricas dos intervalos IC (95%, H_{ij}) são inferiores ao nível de 90% (Tabelas 7.19, 7.20 e 7.21).

7.1.2.1 Discussão dos resultados da estimação do coeficiente H_{ij}

Nesta subseção é apresentada a discussão dos achados referentes à estimação do coeficiente de escalonabilidade H_{ij} sob os planos amostrais considerados para a *população de referência* de Roraima.

Nesta população de referência, a magnitude de cada *popularidade* populacionais (P_i) combinada com o tamanho fixado de 23 e 27 escolas selecionadas sob os planos amostrais: *AC1S* e *AC2-SAEB*, respectivamente; desempenharam papel importante na previsão da qualidade das estimativas do coeficiente H_{ij} , já que este é uma função das proporções de acertos simultâneos aos itens i e j (P_{ij}) e de acertos individuais (P_i).

Além disso, em cada plano amostral, as estimativas das popularidades e das proporções de acertos simultâneos foram bem estimadas, exceto para as popularidades próximas de zero.

A ordenação das *popularidades* dos itens na população de referência pode ser invertida pela seleção de amostras (Sijtsma e Molenaar, 2002). Quando este fenômeno ocorre em pelo menos um par de itens (i, j) de alguma amostra, estes autores afirmam que ocorreu uma *ordenação inversa* entre os itens i e j . Isto pode acontecer quando a distância entre as *popularidades* dos itens i e j é inferior a 0.02. Além disso, estes autores sugerem como uma medida de prevenção de possível inversão considerar amostras aleatórias simples sem reposição com tamanhos superiores a 400 respondentes. Apesar de serem adotadas réplicas de amostras conglomeradas de alunos com mais de 400 respondentes neste estudo, observa-se a ordenação inversa entre os itens (1,2), (2,6) e (3,8), em ambos os planos amostrais.

A presença de *vício* observada no estimador \hat{H}_{ij_w} , em certos pares de itens, pode ser explicada pela natureza não linear do estimador (*vício técnico*) (Cochran, 1977), pelos planos amostrais adotados e os tamanhos observados das réplicas de amostras conglomeradas de alunos. Além disso, para estimar o coeficiente H_{ij} (um tipo de razão), a ordem de grandeza do vício do estimador empregado pode sofrer diminuição à medida que o tamanho de escolas e conseqüentemente da amostra de alunos aumentarem (Bolfarine e Bussab, 2005).

Em ambos os planos amostrais, para a maioria dos pares de itens, a magnitude do vício relativo (em valor absoluto) do estimador \hat{H}_{ij_w} pode ser considerada pequena (inferior a 5%), não alterando (em média) o grau de homogeneidade entre cada par de itens.

Para a maioria dos pares de itens, a precisão relativa do estimador \hat{H}_{ij_w} é maior sob o plano *ACIS*. Além disso, quando certos pares de itens apresentam distância adequada entre as popularidades e as proporções de acertos simultâneos (são distantes de zero); em média, a estimativa (em percentual) do erro relativo médio está compreendida no intervalo [6.7; 10).

De modo geral, há evidências de que o estimador \hat{H}_{ij_w} apresenta pequeno vício e grau razoável de precisão, em ambos os planos amostrais; sendo que o desempenho foi melhor sob o plano amostral *ACIS*.

Sob o plano *AC2-SAEB*, para todos pares de itens, o efeito da ponderação (pesos amostrais) na estimação do coeficiente H_{ij} é modesta. Uma justificativa para este resultado pode estar relacionada a pouca variação dos pesos dos alunos.

De acordo com a inferência de populações finitas, a propriedade de normalidade presente num estimador $\hat{\theta}$ fundamenta a construção de intervalos de confiança, de testes de hipótese, do cálculo de tamanho de amostras, dentre outros aspectos da inferência estatística. Neste sentido, esta propriedade é verificada, para maioria dos pares de itens do estimador \hat{H}_{ij_w} , sob o plano amostral *AC2-SAEB*.

Para o tamanho da amostra de escolas fixado neste estudo (inferior a 30 unidades) a distribuição *t* de *Student* seria a mais apropriada para a construção dos intervalos IC (95%, H_{ij}). Desse modo, diante dos resultados obtidos ao empregar os três métodos de estimação do erro padrão do estimador \hat{H}_{ij_w} , observa-se que a probabilidade de cobertura estimada está distante da probabilidade teórica de 0.95, principalmente para o método *corrigido pelo fator de correção finita*. Este achado aponta que a fórmula tradicional (baseada na distribuição normal) proposta para a estimação por intervalos não funcionou bem (Wild e Seber, 2000), em ambos os planos amostrais, nesta população de referência. Uma justificativa para este resultado pode estar relacionada à presença de vício no estimador da variância

corrigido pelo fator de correção finita, presença de viés no estimador pontual e o tamanho pequeno da amostra de UPAs.

Conclui-se para o tamanho das réplicas de amostras conglomeradas de alunos com variação entre 967 a 1876 (sob *ACIS*) e 777 a 1021 (sob *AC2-SAEB*); a estimação do coeficiente H_{ij} não se mostrou adequada, principalmente em certos pares de itens com proporções de acertos individuais e simultâneos que estejam próximos de zero.

Nas subseções seguintes, sob os planos amostrais *ACIS* e *AC2-SAEB*, respectivamente, são apresentadas a descrição e a análise dos resultados relacionados às propriedades de *vício* e *precisão* do estimador \hat{H}_{i_w} .

7.1.3 Coeficiente de escalonabilidade - H_i - sob *AC1S*

Para cada item, as Tabelas 7.58 e 7.59 apresentam os resultados referentes à estimação do *coeficiente de escalonabilidade* H_i , sob os planos amostrais adotados. Nestas, respectivamente, são registradas as estimativas do valor esperado (E_A), do *vício relativo* (B_r), do *erro relativo médio* (ERM), da variância da distribuição amostral (V_A), a *estatística de teste* z para avaliar a existência de *vício* significativo em cada estimador pontual e a estatística W do teste de *Shapiro-Wilk* e o respectivo *p*-valor. Além do mais, para cada item i , o parâmetro populacional H_i encontra-se no Quadro 9.2.

Para facilitar a compreensão dos resultados sob cada plano amostral, a Figura 7C apresenta, para cada item i , o histograma referente à *distribuição amostral* de \hat{H}_{i_w} com o ajuste de uma densidade normal superposta.

Para cada item $i = 1, 2, \dots, 10$, vale destacar que, sob cada plano amostral, é empregada a estimativas do valor esperado de \hat{H}_{i_w} como uma medida de centro adequada da distribuição amostral deste estimador. Esta estimativa foi aplicada também no cálculo das outras medidas de qualidade conforme Capítulo 5.

Sob o plano amostral *ACIS*, em 70% dos itens, há evidências de que o estimador \hat{H}_{i_w} seja *viciado* para estimar o coeficiente H_i , ao nível de 5% (Tabela 7.58).

Em 90% dos itens, nota-se que, em média, as estimativas deste *coeficiente* sofrem redução de no máximo 2% quando comparadas com o respectivo parâmetro populacional (Tabela 7.58).

Em se tratando de uma medida relativa de precisão (*ERM*), esta foi analisada considerando o valor populacional H_i conforme o Quadro 9.2. Neste sentido, em 90% dos itens, as estimativas do *erro relativo médio* do estimador \hat{H}_{i_w} são inferiores a 12.4% (Tabela 7.58).

Ao selecionar aleatoriamente uma amostra sob a estratégia adotada, a *probabilidade* da *variável aleatória* \hat{H}_{3_w} , referente ao item “Na sua casa tem rádio?”, assumir um valor no intervalo [0; 0.30] é igual a 0.98, conforme ilustra a Figura 7C.

A *distribuição amostral* dos estimadores: \hat{H}_{1_w} , \hat{H}_{2_w} , \hat{H}_{8_w} pode ser aproximada por uma *distribuição normal*, sob o plano *ACIS*, de acordo com o teste de normalidade de *Shapiro-Wilk*, ao nível de significância $\alpha=0.05$ (Tabela 7.58 e Figura 7C).

Sob este plano amostral, nota-se que as probabilidades de cobertura estimadas dos intervalos (95%, H_i) são superiores ao nível de 0.95 (Tabela 7.60).

7.1.4 Coeficiente de escalonabilidade - H_i - sob AC2-SAEB

Sob o plano amostral *AC2-SAEB*, em 90% dos itens, há evidências de que o estimador \hat{H}_{i_w} seja *viciado* para estimar o coeficiente H_i , ao nível de 5% (Tabela 7.59).

No conjunto de itens dicotomizados, nota-se que, em média, as estimativas do *coeficiente* H_i sofrem redução de pelo menos 0.27% quando comparadas com o respectivo parâmetro populacional (Tabela 7.59).

Em 50% dos itens, as estimativas do *erro relativo médio* de \hat{H}_{i_w} são inferiores a 11.30%. Para os demais, a precisão relativa está compreendida no intervalo (14%; 16%) (Tabela 7.59).

Sob este plano amostral, de acordo com o teste de normalidade de *Shapiro-Wilk*, em 70% dos itens, há evidências de que o estimador \hat{H}_{i_w} possua a propriedade de normalidade (Tabela 7.59 e Figura 7C).

Observa-se que as probabilidades de cobertura empíricas dos intervalos $(0.95, H_i)$ são superiores ao nível de confiança fixado, exceto para o item 10 (Tabelas 7.60).

Para todos os itens, observa-se, em média, o efeito modesto da ponderação empregada no plano amostral *AC2-SAEB* na estimação do coeficiente H_i (Tabela 7.59).

7.1.4.1 Discussão dos resultados da estimação do coeficiente H_i

Nesta subseção é apresentada a discussão dos principais resultados referentes à estimação do coeficiente H_i sob os planos amostrais adotados na *população de referência* de Roraima.

Segundo Bolfarine e Bussab (2005), a presença de *vício* significativo, ao nível de 5%, observada no estimador pontual do coeficiente H_i pode ser explicada pela natureza não linear do estimador (*vício técnico*), pelos planos amostrais adotados e o tamanho da amostra. Deste modo, a concordância do aspecto de vício do estimador \hat{H}_{i_w} ocorre apenas para os itens 3, 4, 5, 6, 7 e 9, em ambos os planos amostrais.

A magnitude do vício relativo do estimador \hat{H}_{i_w} pode ser considerada modesta (inferior a 2%), não alterando (em média) o poder de discriminação de cada item, em ambos os planos amostrais.

Para a maioria dos itens, o desempenho do estimador \hat{H}_{i_w} , em termos das propriedades de vício e precisão, é melhor sob *ACIS*. Assim, em 67.7 % das réplicas de amostras conglomeradas selecionadas sob o plano *ACIS*, com tamanhos variando entre 967 e 1876 alunos nesta população de referência, nota-se que as estimativas do coeficiente H_i cai no entorno de 12.4% do parâmetro H_i .

Na população de referência de Roraima, o item 3 (“*Na sua casa tem rádio?*”) apresenta baixo *poder de discriminação* ($H_3 \leq 0.30$). Diante do processo de amostragem repetida, sob os planos amostrais adotados, nota-se que a probabilidade da variável aleatória \hat{H}_{3_w} assumir um valor no intervalo $I = 0 \leq \hat{H}_{3_w} \leq 0.30$ ainda é muita alta (próxima de 1). Desta forma, ao construir

um questionário que poderá ser empregado em várias pesquisas similares, sugere-se a remoção deste item do processo de construção da escala.

Além do mais, ao ignorar a ponderação empregada pelo plano *AC2-SAEB* na estimação do *coeficiente* H_i , nota-se que, em média, houve impacto pequeno nas estimativas deste coeficiente. Apesar deste efeito modesto, em decorrência da pouca variação dos pesos dos alunos, é aconselhável incorporar a estrutura da amostra complexa na estimação deste coeficiente em análises futuras.

A propriedade de normalidade do estimador \hat{H}_{i_w} é observada com maior frequência sob o plano amostral *AC2-SAEB*.

De modo geral, sob os planos amostrais adotados nesta população de referência, para as réplicas de amostras conglomeradas com tamanhos observados neste estudo de simulação, conclui-se que a estimação do *coeficiente de escalonabilidade* H_i se mostrou aceitável, já que o estimador \hat{H}_{i_w} apresentou vício desprezível e razoável precisão.

Nas subseções seguintes, sob os planos amostrais *AC1S* e *AC2-SAEB*, respectivamente, são apresentados os resultados relacionados às propriedades de *vício* e *precisão* do estimador \hat{H}_w .

7.1.5 Coeficiente de escalonabilidade - H - sob *AC1S*

Na Tabela 7.62 estão as estimativas das medidas descritivas referentes à estimação do *coeficiente* H sob os planos amostrais citados. As estimativas são: valor esperado (E_A), *vício relativo* (B_r), *erro relativo médio* (ERM), as *estatísticas de teste* para avaliação de *vício* significativo (estatística z) e normalidade (estatística W do teste de *Shapiro-Wilk*), além da variância da distribuição amostral (V_A). Além disso, no Quadro 9.3 está o parâmetro populacional H .

Para cada plano amostral, a Figura 7D ilustra o histograma referente à *distribuição amostral* de \hat{H}_w com a superposição de uma densidade normal.

Na estimação do coeficiente H é empregada a estimativa do valor esperado de \hat{H}_w como uma medida de centro adequada da distribuição amostral deste estimador.

Sob o plano amostral *ACIS*, há evidências de que \hat{H}_w seja *viciado* para estimar o coeficiente H , ao nível de 5% (Tabela 7.62).

Além do mais, em média, as estimativas do coeficiente H estão reduzidas em 0.86% em relação ao parâmetro populacional (Tabela 7.62).

Nota-se que a estimativa do *erro relativo médio* de \hat{H}_w é igual a 5.39% (Tabela 7.62).

Quando se considera o conjunto de itens dicotomizados, a *distribuição amostral* de \hat{H}_w permite descrever o que se pode esperar, por exemplo, do nível de qualidade de uma escala proveniente de uma amostra conglomerada selecionada sob o plano *ACIS*, com tamanho variando entre 967 e 1876 alunos nesta população de referência. Deste modo, a *probabilidade* da *variável aleatória* \hat{H}_w assumir um valor no intervalo $0.30 \leq \hat{H}_w \leq 0.41$ é igual a 0.69 (Figura 7D).

Baseado no teste de normalidade de *Shapiro-Wilk*, há evidências de que a *distribuição amostral* do estimador \hat{H}_w não pode ser aproximada por uma *distribuição normal*, ao nível de significância $\alpha=0.05$ (Tabela 7.62 e Figura 7D).

Sob o plano *ACIS*, a probabilidade de cobertura empírica do intervalo IC (95%, H) se aproxima da probabilidade teórica de 0.95 quando se considera o método do *Conglomerado Primário* para a estimação do erro padrão do estimador \hat{H}_w . Por outro lado, quando se emprega o método corrigido pelo fator de *correção de população finita*, em 89.2% das réplicas os respectivos intervalos de confiança contêm o parâmetro H (Tabela 7.63).

7.1.6 Coeficiente de escalonabilidade - H - sob *AC2-SAEB*

Sob o plano amostral *AC2-SAEB*, há evidências de que \hat{H}_w seja *viciado* para estimar H , ao nível de 5% (Tabela 7.62).

Além disso, em média, as estimativas do coeficiente H estão reduzidas em 2.44% em relação ao parâmetro populacional (Tabela 7.62).

Observa-se que a estimativa do *erro relativo médio* de \hat{H}_w é inferior a 6.57% (Tabela 7.62). Isto mostra que a precisão relativa deste estimador é maior sob o plano amostral *ACIS* (em torno de 5.40%).

Sob este plano amostral, a *distribuição amostral* de \hat{H}_w mostra que a *probabilidade* da *variável aleatória* \hat{H}_w assumir um valor no intervalo [0.30; 0.41] é igual a 0.64 (Figura 7D).

Baseado no teste de normalidade de *Shapiro-Wilk*, há evidências de que a *distribuição amostral* de \hat{H}_w pode ser aproximada por uma *distribuição normal*, ao nível de 5% (Tabela 7.62 e Figura 7D).

Sob o plano *AC2-SAEB*, as probabilidades de cobertura estimada do intervalo IC (95%, H) se aproximam da probabilidade teórica de 0.95 quando se considera o método do *Conglomerado Primário* e o de replicação para a estimação do erro padrão de \hat{H}_w . Por outro lado, quando se emprega o método corrigido pelo fator de *correção de população finita*, o nível de confiança do intervalo assume o valor de 0.88 (Tabela 7.64).

7.1.6.1 Discussão dos resultados da estimação do coeficiente H

Nesta subseção é apresentada a discussão dos principais achados referentes à estimação do *coeficiente* H sob os planos amostrais considerados na *população de referência* de Roraima.

Em ambos os planos amostrais, o estimador \hat{H}_w é viciado, mas com vício relativo desprezível que não compromete, em média, a classificação final da escala.

De modo geral, em ambos os planos amostrais, o estimador \hat{H}_w pode ser classificado como um estimador *acurado*; já que fornece, em média, estimativas que estão próximas do parâmetro populacional e, além disso, com pouca variabilidade (Wild e Seber, 2000). Assim, por exemplo, nesta população de referência, em 69.5% das réplicas de amostras conglomeradas selecionadas sob *ACIS* - com tamanhos variando entre 4362 a 7424 alunos - nota-se que as estimativas do coeficiente H cai no entorno de 3.54% do parâmetro H .

Sob o plano *AC2-SAEB*, houve impacto modesto da ponderação na estimação do coeficiente H em virtude da pouca variação dos pesos dos alunos.

Caso o usuário selecione ao acaso uma amostra conglomerada, é mais provável que esta amostra forneça uma escala com qualidade fraca ($\hat{H}_w \leq 0.40$), em ambos os planos amostrais.

Sob o plano *ACIS*, apesar da violação da hipótese de normalidade de \hat{H}_w , o tamanho modesto da amostra de escolas e a presença de vício nos estimadores da variância; a fórmula proposta para a estimação por intervalo do coeficiente H funcionou bem, em aproximadamente 95% das vezes, para os dois métodos de estimação da variância - *Conglomerado Primário* e *Delete -1 Jackknife*. O que significa que o método formal de construção de intervalos de confiança se mostrou robusto nestes casos. Por outro lado, quando são empregadas as estimativas do erro padrão (corrigidas pelo fator de população finita), o procedimento de estimação por intervalo se mostrou sensível (Wild e Seber, 2000).

Enfim, sob os planos amostrais adotados nesta população de referência, para as réplicas de amostras conglomeradas com tamanhos observados neste estudo de simulação, conclui-se que a estimação do *coeficiente de escalonabilidade* H se mostrou satisfatória, já que o estimador \hat{H}_w apresentou vício desprezível e alta precisão.

7.2 Estimação da variância dos estimadores dos coeficientes de escalonabilidade

Para cada estimador dos *coeficientes* H_{ij} , H_i e H foram propostos estimadores de variância que empregam o método tradicional (*Linearização de Taylor*) e de replicação adequado ao contexto da amostragem complexa (*Delete -1 Jackknife*). Desta forma, para a população de referência de Roraima, serão apresentados em sete subseções os resultados e a análise do desempenho destes estimadores em termos das propriedades procuradas pela amostragem (*vício e precisão*), considerando os planos *ACIS* e *AC2-SAEB*.

Cabe destacar que as estimativas das medidas de qualidade (por exemplo, vício e erro relativo médio) de cada estimador de variância têm como referência a variância da *distribuição amostral* do estimador pontual do coeficiente de escalonabilidade de interesse.

Além disso, em decorrência do processo de amostragem repetida sob cada plano amostral, é provável a presença de amostras com estimativas de variância que são destoantes das demais (valores atípicos). Diante desta circunstância natural, as amostras são preservadas na análise.

Para facilitar a apresentação dos resultados, é empregada a seguinte notação para cada estimador de variância: v_o (ignora o plano amostral), v_1 (*método do Conglomerado Primário*), v_2 (corrigido pelo fator de *correção de população finita*) e v_{jackk} (*Delete - 1 Jackknife*), de acordo com as descrições em (4.32), (4.33), (4.34) e (4.35).

Nas duas subseções seguintes são apresentados os resultados referentes às propriedades de *vício* e *precisão* para cada estimador de variância do estimador \hat{H}_{ij_w} , sob os planos *ACIS* e *AC2-SAEB*, respectivamente.

7.2.1 Variância do estimador \hat{H}_{ij_w} - sob *ACIS*

Quanto ao aspecto de *vício*, há evidências de que os estimadores de variância v_1 , v_o , v_2 e v_{jackk} sejam *viciados* para estimar a variância verdadeira $V_{ACIS}(\hat{H}_{ij_w})$ sob o plano amostral *ACIS*, ao nível de significância $\alpha=0.05$. Para os três primeiros estimadores esta propriedade é observada em todos os pares enquanto no estimador v_{jackk} em 93.3% dos pares (Tabelas 7.34, 7.35 e 7.36).

A estimativa de *vício* relativo de cada estimador de variância é calculada conforme (4.14) tendo como referência a variância da *distribuição amostral* ($\hat{V}_{ACIS}(\hat{H}_{ij_w})$). Deste modo, nota-se que:

i) Para todos os pares de itens, as estimativas de *vício relativo* dos estimadores v_{jackk} e v_1 são superiores a 30% (Tabelas 7.27 e 7.30).

ii) Em 62.2% dos pares de itens, as estimativas de *vício relativo* do estimador v_o são superiores a 40% (Tabela 7.28).

iii) Em 75% dos pares, em média, as estimativas do estimador v_2 estão reduzidas em pelo menos 3.5% em comparação à estimativa de $V_{ACIS}(\hat{H}_{ij_w})$ (Tabela 7.29).

Nota-se em 75.5% dos pares de itens que as estimativas do *erro relativo médio* de v_2 variam entre 30% e 62% (Tabela 7.32). No entanto, para o estimador

v_{jackk} , as estimativas do *ERM* são superiores a 70% para todos os pares de itens (Tabela 7.33).

Em 93.3 % dos pares de itens, as estimativas do *EPA Ampliado* são inferiores ao valor unitário (Tabela 7.37).

Observa-se em todos os pares de itens que o estimador v_{jackk} é menos eficiente que o estimador v_1 , já que a estimativas da razão entre os respectivos *EQMs* é maior que 1 (Tabela 7.38).

7.2.2 Variância do estimador \hat{H}_{ij_w} - sob *AC2-SAEB*

Em todos os pares de itens, a propriedade de vício é observada nos estimadores de variância: v_1 , v_o , v_2 e v_{jackk} para estimar a variância $V_{AC2Saeb}(\hat{H}_{ij_w})$ ao nível de significância $\alpha=0.05$ (Tabelas 7.52 a 7.55).

Quanto ao vício relativo destes estimadores de variância, observa-se que:

i) Em 75% dos pares, as estimativas de *vício relativo* do estimador v_1 estão compreendidas no intervalo (8%; 31.3%) (Tabela 7.44).

ii) Para todos os pares de itens, as estimativas de *vício relativo* do estimador v_{jackk} são superiores a 21% (Tabela 7.47).

iii) Em 77.8% dos pares de itens, as estimativas de *vício relativo* do estimador v_o variam de 12.9% a 53% (Tabela 7.45).

iv) Em 75% dos pares, em média, as estimativas de v_2 estão reduzidas em 20% em relação à estimativa da variância verdadeira (Tabela 7.46).

Nota-se que as estimativas do *erro relativo médio* do estimador v_2 estão compreendidas no intervalo (34%; 42.3%) (Tabela 7.50). No entanto, para o estimador de variância v_{jackk} , as estimativas do *ERM* são superiores a 43% para todos os pares de itens (Tabela 7.51).

Observam-se em 93.3% dos pares de itens que as estimativas do *EPA Ampliado* são inferiores ao valor unitário (Tabela 7.56).

Sob o plano amostral *AC2-SAEB*, o estimador v_{jackk} é menos eficiente que o estimador v_1 , já que a estimativa da razão entre os respectivos *EQMs* é superior a 1, para todos os pares de itens (Tabela 7.57).

Sob os planos amostrais adotados neste estudo, as duas subseções seguintes apresentam a descrição dos resultados referentes ao desempenho dos estimadores de variância de \hat{H}_w de acordo com os aspectos de *vício* e *precisão*.

7.2.5 Variância do estimador \hat{H}_w - sob AC1S

Sob os planos AC1S e AC2-SAEB, respectivamente, nas Tabelas 7.65 e 7.66 encontram-se as estimativas das medidas de qualidade, a saber: valor esperado (E_A), *vício relativo* (B_r), *erro relativo médio* (ERM) e a *estatística de teste* para avaliação de *vício* significativo (estatística z) para cada estimador de variância. Além disso, nestas tabelas estão incluídas a variância da distribuição amostral de \hat{H}_w (V_A) e as estimativas do efeito de cada plano amostral ($EPAA$) na estimação da variância.

Sob o plano amostral AC1S, há evidências de que cada estimador: v_1 , v_o , v_2 e v_{jackk} é *viciado* para estimar a variância $V_{AC1S}(\hat{H}_w)$, ao nível de 5% (Tabela 7.65).

Quanto ao *vício relativo*, observa-se que, em média, as estimativas de variância v_2 estão reduzidas em 13.84% em relação à estimativa de $V_{AC1S}(\hat{H}_w)$ enquanto que os estimadores a v_1 e v_{jackk} superestimam-na em pelo menos 29% (Tabela 7.65).

Em decorrência da parcela de *vício* significativo observada em cada estimador de variância torna-se apropriado o uso da estimativa do ERM para investigar o nível de *precisão* relativa de cada estimador. Neste caso, o estimador de variância v_2 é o mais preciso em relação aos estimadores v_1 e v_{jackk} , já que a respectiva estimativa do ERM assume o valor de 41.55% (Tabela 7.65).

Até que ponto o *plano amostral AC1S* influencia na estimação da variância $V_{AC1S}(\hat{H}_w)$? Para responder esta pergunta, foi calculada a estimativa do EPA *Ampliado* conforme expressão (5.16). A análise desta estimativa permite destacar que esta é superior ao valor unitário (Tabela 7.65).

Em termos da *eficiência* relativa para a estimação da variância do estimador \hat{H}_w , o estimador v_{jackk} é menos eficiente em relação ao estimador v_1 ; já que a estimativa da razão entre os respectivos $EQMs$ é maior que 1 (Tabela 7.65).

7.2.6 Variância do estimador \hat{H}_w - sob AC2-SAEB

Analisando o aspecto de vício significativo, sob o plano AC2-SAEB, há evidências de que os estimadores: v_1 , v_o , v_2 e v_{jackk} são viciados para estimar a variância verdadeira, ao nível de 5% (Tabela 7.66).

Quanto ao vício relativo, nota-se que, em média, as estimativas de variância v_2 estão reduzidas em pelo menos 17.59% em relação à estimativa da variância verdadeira; enquanto que os demais estimadores superestimam-na em pelo menos 35% (Tabela 7.66).

Observa-se que o estimador de variância v_2 é o mais preciso em relação aos demais, já que a respectiva estimativa assume o valor de 34.44% (Tabela 7.66).

Nota-se a presença do *efeito do plano amostral AC2-SAEB* na estimação da variância verdadeira $V_{AC2SaeB}(\hat{H}_w)$ (Tabela 7.66).

O estimador de variância v_{jackk} é menos eficiente em relação ao obtido pelo método do *Conglomerado Primário*; já que a estimativa da razão entre os respectivos *EQMs* é superior a 1 (Tabela 7.66).

7.2.6.1 Discussão dos resultados da estimação da variância

Segundo Bussab e Bolfarine (2005), a amostragem procura estimadores não viciados ou com pequenos vícios. Neste sentido, em cada estimador de variância obtido pelo *método do Conglomerado Primário*: $v_1(\hat{H}_{ij_w})$, $v_1(\hat{H}_{i_w})$ e $v_1(\hat{H}_w)$, é aplicado um fator de *correção de população finita* (Pessoa e Nascimento Silva, 2002) apropriado a cada plano amostral: AC1S e AC2-SAEB na população de referência de Roraima. Estes fatores assumem os respectivos valores $(1 - \frac{23}{69})$ e $(1 - \frac{27}{69})$. Assim, cada estimador de variância corrigido: $v_2(\hat{H}_{ij_w})$, $v_2(\hat{H}_{i_w})$ e $v_2(\hat{H}_w)$ apresenta redução expressiva na ordem de grandeza do vício relativo. Além disso, esta correção foi necessária já que a fração amostral no primeiro estágio superava 30%.

De modo geral, o estimador de variância v_2 apresentou o melhor desempenho, em termos de vício e de precisão, em relação aos demais

estimadores de variância. Apenas sob o plano amostral *ACIS* este resultado foi mais satisfatório.

Em ambos os estudos de simulação, o desempenho do estimador v_{jackk} , em relação às propriedades de interesse não se mostrou aceitável. Uma justificativa plausível para tal comportamento pode estar relacionada aos seguintes fatores: a) tamanho modesto da amostra de escolas², b) tamanho desigual das escolas (em termos do número de alunos) em cada réplica e, finalmente, c) possível grau de homogeneidade dos *coeficientes de escalonabilidade* dentro de cada escola selecionada (Correa e Okamura, 2009).

Segundo Bolfarine e Bussab (2005), o efeito de um plano amostral com conglomeração sobre os estimadores depende do grau de homogeneidade dos elementos dentro dos conglomerados. Sendo assim, o efeito de cada plano amostral adotado na estimação da variância de \hat{H}_{ij_w} , \hat{H}_{i_w} e \hat{H}_w foi analisado através da estimativa da medida *EPAA*. Os resultados apontam, em ambos os planos conglomerados, que as estimativas são diferentes do valor unitário. O que significa que existe o efeito da conglomeração na estimação da variância e não é aconselhável desconsiderá-lo em análises futuras.

Enfim, diante dos resultados obtidos, o tamanho modesto da amostra de escolas (fixado em cada plano amostral) não se mostrou satisfatório para a estimação da variância dos estimadores dos *coeficientes de escalonabilidade*. Isto contribuiu para a ampliação do estudo de simulação para a população de referência do Rio de Janeiro.

² Como também da amostra de alunos selecionados.