

Explorando alternativas para a calibração dos pesos amostrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*

Charles Martín Miguel Ruiz¹
Pedro Luis do Nascimento Silva²

Resumo

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) é executada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com o propósito de conhecer as principais características demográficas e socioeconômicas da população brasileira. Os pesos básicos da PNAD são calibrados mediante o método da pós-estratificação, usando como informações auxiliares as projeções da população para cada Unidade da Federação segundo tipo de área (região metropolitana e não metropolitana). Neste artigo exploram-se outros métodos de calibração conhecidos como *raking* e *raking* integrado que levam em consideração as projeções populacionais utilizadas na pós-estratificação e adicionalmente as projeções por sexo e grupos de idade para o total do país.

A calibração por pós-estratificação produz estimativas das frequências relativas por grupos de idade que, ao serem comparadas com as projeções de população, mostram a existência de subcobertura das crianças de 0 a 9 anos e de jovens de 20 a 29 anos, e sobrecobertura dos adultos de 50 anos ou mais de idade. Os problemas de cobertura mencionados foram corrigidos com os métodos de calibração alternativos baseados no *raking*. Esses métodos produzem estimativas das frequências relativas por sexo e grupos de idade que coincidem com as respectivas projeções da população.

Os métodos baseados no *raking* geram estimativas da taxa de analfabetismo que são menores do que as produzidas pela pós-estratificação. No caso dos outros indicadores analisados, não há diferenças importantes. Não entanto, a comparação entre os coeficientes de variação das estimativas, mostrou que, em geral, eles são menores quando se aplica a calibração por *raking* e *raking* integrado, o que significa um ganho de precisão em relação à pós-estratificação.

Palavras-chave: Calibração, *Raking*, Pós-estratificação, Pesos amostrais.

* Trabalho apresentado no VI Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, realizado em Lima-Peru, de 12 a 15 de agosto de 2014.

¹ Mestrando em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais, Escola Nacional de Ciências Estatísticas, IBGE. charlesmiguel83@hotmail.com

² Escola Nacional de Ciências Estatísticas, IBGE. pedro-luis.silva@ibge.gov.br

1. Introdução

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD é executada pelo IBGE com o objetivo de conhecer as principais características demográficas e socioeconômicas da população brasileira (IBGE 2012, 2013). Os temas permanentes investigados pela pesquisa são educação, trabalho e rendimentos, fecundidade, migração e trabalho infantil.

As estimativas de parâmetros populacionais tais como totais, proporções e médias produzidas pela PNAD são obtidas considerando pesos amostrais calibrados. O método adotado para a calibração dos pesos utiliza informações auxiliares provenientes das projeções da população para cada Unidade de Federação (UF) segundo o tipo de área (região metropolitana – RM – e não metropolitana). Assim os pesos amostrais básicos (inverso das probabilidades de seleção) são calibrados de modo a obter estimativas da população total para cada UF e RM que coincidam com as respectivas projeções populacionais.

O objetivo principal do método de calibração empregado na PNAD é obter estimativas da população que sejam coerentes com as projeções de população por UF e RM. Em geral, a calibração pode ser usada com outros propósitos. Um deles é reduzir a variância das estimativas, sempre que as variáveis auxiliares forem correlacionadas com as variáveis de interesse. No caso da PNAD este objetivo pode ser atingido se forem utilizadas como informações auxiliares as projeções populacionais por sexo e por grupos de idade, pois essas variáveis estão associadas com as principais variáveis da pesquisa.

Outro objetivo é compensar o viés que pode ocorrer quando algumas subpopulações são sobre ou sub-representadas na amostra, por problemas de não resposta diferencial. Segundo Vasconcellos, Silva e Szwarcwald (2005), frequentemente nas pesquisas domiciliares as mulheres e os idosos estão sobre-representados na amostra, pois são encontrados com maior facilidade em seus domicílios, em comparação a homens jovens. Esse problema, aqui denominado de **viés de disponibilidade**, pode acontecer também na PNAD.

Uma solução para compensar o **viés de disponibilidade** é utilizar projeções de população por sexo e por grupos de idade para calibrar os pesos amostrais, caso tais variáveis sejam boas preditoras das probabilidades de resposta. Este artigo explora alternativas para a calibração dos pesos amostrais da PNAD que levam em consideração as projeções de população segundo sexo e grupos de idade, avaliando se as calibrações alternativas produzem estimativas diferentes ou se reduzem as variâncias das estimativas em comparação ao método atual de calibração, além de compensar possíveis efeitos do **viés de disponibilidade**.

2. Calibração em pesquisas por amostragem

A técnica de calibração consiste em modificar os pesos básicos do desenho através da incorporação de variáveis auxiliares cujos totais populacionais são conhecidos de fontes externas à própria pesquisa (censos, registros administrativos e projeções de população). Desta forma, com os pesos modificados ou calibrados se obtém estimativas dos totais das variáveis auxiliares que coincidem com os totais populacionais conhecidos. A calibração pode ser empregada com o propósito de obter estimativas coerentes com totais populacionais conhecidos, reduzir a variância das estimativas ou corrigir os vícios de não resposta e cobertura (Silva, 2004).

Procedimento da calibração

O procedimento para a derivação do estimador de calibração é descrito em Deville, Särndal e Sautory (1993). Seja a população finita $U = \{1, 2, \dots, N\}$. O objetivo é estimar o total populacional $T_y = \sum_{k \in U} y_k$, onde y_k é o valor da variável de pesquisa y para a unidade k . Uma amostra probabilística s é selecionada da população U . O estimador Horvitz-Thompson (HT) do total da variável y é dado por:

$$\hat{T}_y = \sum_{k \in s} d_k y_k,$$

onde $d_k = 1/\pi_k$ são os pesos amostrais do desenho e π_k , a probabilidade de inclusão da unidade k na amostra s .

Seja $\mathbf{x}_k = (x_{k1}, \dots, x_{kP})'$ um vetor com os valores de P variáveis auxiliares da unidade k . Então $\mathbf{T}_x = \sum_{k \in U} \mathbf{x}_k$ é o vetor que contém os totais populacionais das variáveis auxiliares, conhecidos de fontes externas à própria pesquisa (censos, registros administrativos ou projeções de população).

Segundo Deville, Särndal e Sautory (1993), a calibração pode ser vista como um problema de otimização que consiste em encontrar os pesos calibrados w_k que minimizem a distância total $\sum_{k \in s} G(w_k, d_k)$, tal que satisfaçam a condição

$$\hat{\mathbf{T}}_{xcal} = \sum_{k \in s} w_k \mathbf{x}_k = \mathbf{T}_x,$$

onde $G(w_k, d_k)$ é uma função de distância entre os pesos calibrados w_k e os pesos do desenho d_k , e $\hat{\mathbf{T}}_{xcal}$ é o estimador de calibração de \mathbf{T}_x .

A solução ao problema é dada por:

$$w_k = d_k F(\mathbf{x}'_k \boldsymbol{\lambda}),$$

onde $F(u) = g^{-1}(u)$ é a função inversa de $g(u) = dG(u)/du$ e λ é o multiplicador de Lagrange que dá solução às equações de calibração:

$$\sum_{k \in S} d_k F(\mathbf{x}'_k \lambda) \mathbf{x}_k = \mathbf{T}_x$$

O estimador de calibração de T_y resultante é dado por:

$$\hat{T}_{y_{cal}} = \sum_{k \in S} w_k y_k = \sum_{k \in S} d_k F(\mathbf{x}'_k \lambda) y_k.$$

Funções de distância

Existem várias funções ou medidas de distância G : linear, multiplicativa, logit, etc. As diferentes distâncias geram diferentes pesos, mas os estimadores de calibração $\hat{T}_{y_{cal}} = \sum_{k \in S} w_k y_k$ baseados na mesma informação auxiliar são equivalentes em termos assintóticos.

Avaliação do desempenho da calibração

Silva (2004) sugere sete indicadores para avaliar se os objetivos da calibração foram atingidos. O primeiro deles é a média do erro relativo absoluto de calibração dado por:

$$\frac{1}{P} \sum_{j=1}^P \left| \hat{T}_{x_j cal} - T_{x_j} \right| / T_{x_j},$$

onde T_{x_j} é o total populacional da variável auxiliar x_j e $\hat{T}_{x_j cal}$ seu estimador de calibração. Idealmente o valor de M1 deve ser igual a zero.

O segundo indicador é a média dos coeficientes de variação dos totais das variáveis auxiliares estimados por Horvitz-Thompson (HT), dado por:

$$\frac{1}{P} \sum_{j=1}^P \left[\hat{V}(\hat{T}_{x_j}) \right]^{1/2} / T_{x_j},$$

onde \hat{T}_{x_j} é o estimador HT de T_{x_j} e $\hat{V}(\hat{T}_{x_j})$ um estimador não viciado da sua variância.

Outras medidas de desempenho estão associadas aos pesos $g_k = w_k/d_k$, onde g_k é o peso g da unidade k . Estas medidas são a proporção de pesos g extremos pequenos, menores do que um valor I , e a proporção de extremos grandes, maiores do que S . Precisa-se definir os valores I e S . Pesos g menores do que $1/3$ e maiores do que 3 são considerados extremos (Deville; Särndal; Sautory, 1993). Na avaliação da calibração efetuada neste trabalho, foram designados os valores $0,5$ e 2 para I e S respectivamente. O coeficiente de variação dos pesos g é também um indicador de desempenho, calculado como a razão entre o desvio padrão e a média dos pesos g .

A distância qui-quadrado entre os pesos calibrados w e os pesos do desenho d é uma medida importante, que é calculada a partir da expressão:

$$\frac{1}{n} \sum_{k \in S} (w_k - d_k)^2 / d_k,$$

onde n é o tamanho da amostra.

Numa situação ideal, os pesos calibrados não devem ser muito diferentes dos pesos do desenho, pois o estimador Horvitz-Thompson $\hat{T}_y = \sum_{k \in S} d_k y_k$ é um estimador não viciado de T_y .

Finalmente, para avaliar a precisão do estimador de calibração em relação ao estimador Horvitz-Thompson é proposto o indicador eficiência média das estimativas de calibração, calculado a partir da expressão:

$$\frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \hat{V}(\hat{T}_{y_j cal}) / \hat{V}(\hat{T}_{y_j}),$$

onde $\hat{V}(\hat{T}_{y_j cal})$ e $\hat{V}(\hat{T}_{y_j})$ são as estimativas da variância dos estimadores de calibração e Horvitz-Thompson.

3. Calibração em tabelas de contingência: pós-estratificação e *raking* generalizado

A calibração pode ser usada quando a informação auxiliar consiste em frequências conjuntas e frequências marginais numa tabela de contingência de duas ou mais dimensões. Quando a informação usada consiste em frequências conjuntas, a calibração é equivalente ao método conhecido como pós-estratificação. Quando a informação empregada envolve frequências marginais, a calibração toma o nome de *raking* generalizado (Deville; Särndal; Sautory, 1993).

Pós-estratificação

Seja A uma variável que classifica a população de elementos em P grupos (pós-estratos), seja N_i o número de elementos na subpopulação do grupo i . Neste caso, o vetor de variáveis auxiliares tem a forma: $\mathbf{x}_k = (x_{k1}, \dots, x_{kP})'$, onde x_{ki} é uma variável indicadora que toma o valor 1 se a unidade k pertence ao grupo i e 0 em caso contrário.

Logo $F(\mathbf{x}'_k \boldsymbol{\lambda}) = N_i / \hat{N}_i$, independentemente da função de distância escolhida. Em consequência, $w_k = d_k (N_i / \hat{N}_i)$ para todo elemento k da amostra que pertence ao grupo i , onde $\hat{N}_i = \sum_{k \in S_i} d_k$ é o estimador HT de N_i , S_i representa o subconjunto de elementos da amostra que pertencem ao pós-estrato i .

O estimador de T_y que resulta da pós-estratificação é dado por:

$$\hat{T}_{ypos} = \sum_{k \in S} w_k y_k = \sum_{k \in S} d_k (N_i / \hat{N}_i) y_k$$

Raking

Sejam A e B duas variáveis que classificam a população de elementos em r e c grupos respectivamente, $P = r + c$. Neste caso, o vetor de variáveis auxiliares tem a forma: $\mathbf{x}_k = (\delta_{1.k}, \dots, \delta_{r.k}, \delta_{.1k}, \dots, \delta_{.ck})$, onde $\delta_{i.k}$ é uma variável indicadora que toma o valor 1 se a unidade k pertence ao grupo i definido pela variável A e 0 em caso contrário, e $\delta_{.jk}$ toma o valor 1 se a unidade pertence ao grupo j definido pela variável B e 0 em caso contrário.

Agora $F(\mathbf{x}'_k \boldsymbol{\lambda}) = \hat{N}_{ij}^w / \hat{N}_{ij}$, onde $\hat{N}_{ij} = \sum_{k \in S_{ij}} d_k$ é o estimador HT de N_{ij} , o número de elementos na população que pertencem à interseção entre os grupos i (definido a partir da variável A) e j (definido a partir da variável B), S_{ij} representa o subconjunto de elementos da amostra vinculados à referida interseção. \hat{N}_{ij}^w é um estimador de N_{ij} , cujo valor depende da função de distância que se esteja usando. Logo $w_k = d_k (\hat{N}_{ij}^w / \hat{N}_{ij})$ para todo elemento k da amostra que pertence à interseção entre os grupos i e j .

O estimador de T_y derivado do *raking* é dado por:

$$\hat{T}_{yrak} = \sum_{k \in S} w_k y_k = \sum_{k \in S} d_k (\hat{N}_{ij}^w / \hat{N}_{ij}) y_k$$

Raking integrado

No contexto das pesquisas domiciliares como a PNAD, cujo plano amostral considera sorteio de domicílios e observação de todos os moradores dentro de cada domicílio sorteado, a calibração integrada consiste em gerar pesos únicos de pessoas e domicílios que sejam utilizados para a obtenção de estimativas em nível de pessoas e também para as estimativas em nível de domicílios. A calibração integrada impõe a restrição adicional de que os pesos calibrados das pessoas que moram no mesmo domicílio devem ser iguais. Desta forma, o peso constante das pessoas é atribuído ao domicílio para produzir as estimativas em nível domiciliar. O *raking* integrado é um caso particular da calibração integrada.

4. Plano amostral da PNAD

A amostra de domicílios da PNAD foi selecionada em dois ou três estágios. Antes da seleção, os municípios foram classificados em duas categorias: municípios autorepresentativos (que são incluídos com certeza na amostra) e municípios não autorepresentativos. Os municípios não autorepresentativos foram agrupados para formar estratos. Dentro de cada estrato, os municípios não autorepresentativos foram selecionados com reposição e probabilidade

proporcional à população residente obtida no Censo Demográfico 2010. Em cada município da amostra foram selecionados setores censitários, com reposição e probabilidade proporcional ao número de unidades domiciliares registradas no Censo Demográfico 2010. No último estágio, foram sorteados domicílios dentro de cada setor censitário da amostra, com probabilidades iguais. Em cada domicílio da amostra foram pesquisados todos os moradores (IBGE, 2012, 2013).

5. Método atual de calibração

O método de calibração tipo pós-estratificação é usado para ajustar os pesos básicos da PNAD, e utiliza como informações auxiliares as projeções da população para cada Unidade da Federação (UF) segundo tipo de área (região metropolitana e não metropolitana). Os pós-estratos são determinados pela classificação cruzada das variáveis UF e tipo de área. No Brasil há 27 UF, sendo que nove delas estão divididas em região metropolitana e não metropolitana. As UF restantes têm somente regiões não metropolitanas. Assim, a classificação cruzada gera 36 pós-estratos. Cabe mencionar que as projeções da população empregadas nas publicações correspondem à revisão 2013 e têm como data de referência o dia 24 de setembro para a pesquisa de 2011 e o dia 29 de setembro para a pesquisa de 2012.

6. Método alternativo de calibração

O método alternativo aqui considerado para calibrar os pesos amostrais da PNAD 2011 e 2012 é o *raking* generalizado. A aplicação do método foi feita preservando as informações auxiliares do método atual, ao considerar as projeções da população das UF segundo tipo de área, mas adicionando informações provenientes das projeções populacionais por sexo e grupos de idade em nível nacional. Foram considerados dez grupos de idade de forma que coincidam com os grupos para os quais se publicam resultados de indicadores de trabalho com base na PNAD. As projeções aqui empregadas correspondem à revisão 2013 e têm como data de referência o dia 1º de julho.

Assim, na calibração pelo método de *raking* generalizado se utiliza informação proveniente das projeções de população que correspondem a 36 grupos definidos pela classificação cruzada das variáveis UF e tipo de área ($R=36$) e a 20 grupos determinados pela classificação cruzada entre as variáveis sexo e grupo de idade ($C=20$).

7. Resultados

Para avaliar se existe o viés de disponibilidade na amostra da PNAD, ou seja, se as mulheres e os idosos estão sobre-representados na amostra da PNAD, é preciso comparar as estimativas das frequências relativas por sexo e grupos de idade obtidas com o método atual de calibração

(pós-estratificação) com as correspondentes projeções de população, supondo que as projeções são os valores verdadeiros da população. As tabelas 1 e 2 mostram as estimativas das frequências relativas mencionadas e também as obtidas pelos métodos alternativos de calibração (*raking* e *raking* integrado) para a PNAD 2011 e 2012.

Com a calibração por pós-estratificação há um leve excesso de mulheres na amostra em comparação com as projeções. O erro relativo da estimativa da proporção de mulheres é próximo a 1,8% para 2011 (Tabela 1) e 1,5% para 2012 (Tabela 2). Em relação à distribuição por grupos de idade, há uma moderada subcobertura das crianças de 0 a 4 e de 5 a 9 anos, e dos jovens de 20 a 24 e de 25 a 29 anos nos dois anos considerados. Por outro lado, há um excesso considerável de pessoas de 60 anos ou mais de idade, e um excesso moderado de pessoas de 50 a 59 anos, observado nos dois anos considerados. Tais desvios na composição etária e por sexo estimada a partir das amostras em 2011 e 2012 são compatíveis com a hipótese de viés de disponibilidade.

Com a calibração por *raking e raking* integrado as estimativas das frequências relativas por sexo e grupos de idade coincidem com as correspondentes projeções da população. Estes métodos de calibração contribuem para combater o viés de disponibilidade aumentando os pesos das pessoas amostradas nos grupos sub-representados e reduzindo os pesos das pessoas dos grupos sobre-representados.

A distribuição amostral por sexo e por grupos de idade sem considerar nenhum tipo de peso (sem ponderar) se aproxima mais à distribuição das projeções da população que a obtida considerando os pesos da pós-estratificação adotados na PNAD, mas também revela os problemas de desvios das distribuições amostrais em relação às projeções relatados acima.

Para comparar as estimativas produzidas pelos métodos alternativos de calibração (*raking*) com as geradas pelo método atual de calibração (pós-estratificação) foram escolhidos alguns indicadores importantes de educação, trabalho e rendimento. O Quadro 1 apresenta a lista de indicadores selecionados.

Quadro 1

Indicadores selecionados para avaliar as estimativas da calibração por *raking* e *raking* integrado

Indicador	Código
Taxa de analfabetismo das pessoas de 15 anos ou mais de idade	ANALFA
Número médio de anos de estudo das pessoas de 15 anos ou mais de idade	ANO_EST
Taxa de escolarização das pessoas de 25 anos ou mais de idade	TAX_ESC
Taxa de atividade das pessoas de 10 anos ou mais de idade	TAX_ATI
Nível de ocupação das pessoas de 10 anos ou mais de idade	NIV_OCU
Taxa de desocupação das pessoas de 10 anos ou mais de idade	TAX_DES
Proporção de pessoas sem carteira de trabalho assinada, na população de empregados de 10 anos ou mais de idade	POR_CAR
Proporção de contribuintes de instituto de previdência em qualquer trabalho, na população ocupada de 10 anos ou mais de idade	POR_CON
Rendimento médio mensal real de todos os trabalhos das pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, com rendimento de trabalho	REN_TRA
Rendimento médio mensal real de todas as fontes das pessoas de 10 anos ou mais de idade, com rendimento	REN_TOD

As tabelas 3 e 4 mostram as estimativas produzidas por ambos os métodos de calibração e as diferenças relativas para a PNAD 2011 e 2012. A diferença relativa entre as estimativas é dada por:

$$(Estimativa_{RAK} - Estimativa_{POS}) \times 100 / Estimativa_{POS}$$

O coeficiente de variação (CV) de uma estimativa é um indicador da sua precisão. De forma análoga, a diferença relativa entre os coeficientes de variação é dada por:

$$(CV_{RAK} - CV_{POS}) \times 100 / CV_{POS}$$

Verifica-se em primeiro lugar que as estimativas produzidas pela calibração por pós-estratificação, *raking* e *raking* integrado são bastante similares nos dois anos. As maiores discrepâncias correspondem aos indicadores de taxa de analfabetismo (ANALFA) e taxa de escolarização (TAX_ESC). Estes dois indicadores são mais afetados por variações na estrutura etária da população.

Em segundo lugar, os coeficientes de variação gerados mediante a calibração por *raking* e *raking* integrado são em geral menores que os produzidos pela pós-estratificação. Os maiores ganhos de precisão correspondem aos indicadores de taxa de atividade (TAX_ATI) e nível de ocupação (NIV_OCU). Por outro lado, ao comparar o *raking* integrado com o *raking*, observa-se que o *raking* integrado fornece menores coeficientes de variação (tabelas 3 e 4).

A Tabela 5 apresenta os indicadores do desempenho quando os métodos de calibração foram aplicados com os dados da PNAD 2011. A média do erro relativo absoluto de calibração é igual a zero tanto na pós-estratificação como nos métodos baseados no *raking*, indicando que

com os três métodos foi atingido com êxito o objetivo de que as estimativas de calibração coincidam os totais populacionais conhecidos.

A proporção de pesos g menores do que 0,5 e a proporção de maiores do que 2 são iguais a 0,0% com a pós-estratificação, *raking* e o *raking* integrado, ou seja, a calibração usando qualquer dos três métodos não gerou pesos g extremos (Tabela 5). O coeficiente de variação dos pesos g foi consideravelmente maior no *raking* integrado (15,4%) e *raking* (10,5%) em comparação ao obtido na pós-estratificação (6,1%). Esse resultado era esperado, pois os métodos baseados no *raking* levam em conta uma maior quantidade de informação auxiliar: os métodos *raking* consideram 36 projeções de população por UF e tipo de área e 20 projeções por sexo e grupos de idade, enquanto a pós-estratificação só considera 36 projeções por UF e tipo de área.

As distâncias qui-quadrado entre os pesos calibrados e os pesos do desenho são maiores nos métodos baseados no *raking*, indicando um melhor desempenho da pós-estratificação, pois seu estimador se aproxima mais a ser não viciado em comparação aos estimadores derivados do *raking*. A comparação entre os métodos baseados no *raking* revela que tanto o coeficiente de variação dos pesos g como a distância qui-quadrado são maiores no *raking* integrado. Esse fato se deve a que o *raking* integrado impõe uma restrição adicional, a saber, os pesos das pessoas que moram dentro de um mesmo domicílio devem ser iguais.

Por fim, as eficiências médias das estimativas dos métodos de calibração indicam que há um ganho na precisão das estimativas quando se aplicam os métodos baseados no *raking*, o benefício é maior no caso do *raking* integrado.

É importante mencionar que os indicadores do desempenho da pós-estratificação e do *raking* efetuados com os dados da PNAD 2012 mostraram o mesmo padrão descrito a partir dos dados de 2011 (resultados não exibidos).

Pacote estatístico

A calibração dos pesos amostrais da PNAD foi realizada usando o software estatístico *R*. Para calibrar os pesos pelos métodos de pós-estratificação e *raking* foram empregadas as funções *postStratify*, *rake* e *calibrate* do pacote *survey*. As estimativas dos indicadores e seus coeficientes de variação foram obtidos mediante a função *svymean*.

8. Conclusões

O objetivo desta pesquisa foi experimentar dois métodos para calibrar os pesos amostrais da PNAD que levassem em consideração as projeções de população por sexo e por grupos de idade. Os métodos propostos se baseiam na calibração por *raking* e utilizam informação auxiliar das projeções de população por UF segundo tipo de área e por sexo segundo grupos de idade em nível nacional.

A comparação das estimativas das frequências relativas por sexo obtidas pelo método atual de calibração (pós-estratificação) com as correspondentes às projeções da população mostrou que não existem problemas importantes de viés de disponibilidade em nível nacional em relação a essa variável. Não entanto, ao comparar as frequências relativas por grupos de idade em nível nacional, verificou-se que existe uma moderada subcobertura das crianças de 0 a 9 anos, uma leve subcobertura dos jovens de 20 a 29 anos, uma sobrecobertura moderada dos adultos de 50 a 59 anos e uma sobrecobertura considerável dos adultos de 60 anos ou mais de idade nas amostras da PNAD de 2011 e 2012. Tais problemas de viés de disponibilidade foram compensados com os métodos de calibração alternativos baseados no *raking* generalizado.

O contraste entre as estimativas obtidas pelos diferentes métodos de calibração revelou que as estimativas produzidas pelos métodos baseados no *raking* foram bastante similares às geradas pela pós-estratificação, exceto na taxa de analfabetismo onde as estimativas geradas pelos métodos *raking* são menores que as estimativas da pós-estratificação. Do mesmo modo, as estimativas geradas pelo *raking* integrado são bem similares às fornecidas pelo *raking* para todos os indicadores analisados.

Em relação aos coeficientes de variação das estimativas, os resultados mostraram que em geral eles são menores quando se aplicam os métodos baseados no *raking*, o que significa um ganho na precisão das estimativas desses métodos em relação à pós-estratificação. O benefício foi maior no caso do *raking* integrado, pois seus coeficientes de variação são em geral menores que os correspondentes ao *raking*.

A redução dos coeficientes de variação obtida com os métodos de calibração por *raking* é em geral leve ou moderada em termos relativos para os indicadores selecionados. Em termos absolutos a melhoria não foi grande, pois com o método de calibração atual por pós-estratificação os coeficientes de variação obtidos já são bastante pequenos para os indicadores em nível nacional (todos menores do que 1,5%). Isso conduz à necessidade de avaliar numa futura pesquisa as estimativas produzidas pelo método de calibração por *raking* considerando as estimativas dos indicadores no nível das Unidades da Federação, pois nesse nível os coeficientes de variação são maiores que no nível nacional e, portanto, uma redução relativa

moderada do coeficiente de variação poderia conduzir a uma redução também moderada em termos absolutos.

Referências bibliográficas

Deville, J.C.; Särndal, C.E. Calibration estimators in survey sampling. *Journal of the American Statistical Association*, n. 87, p. 376-382, 1992.

Deville, J.C.; Särndal, C.E; Sautory, O. Generalized raking procedures in survey sampling. *Journal of the American Statistical Association*, n. 88, p. 1013-1020, 1993.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2011 – Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional Por Amostra De Domicílios 2012 – Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.

Lemaître, G; Dufour, J. An integrated method for weighting persons and families. *Survey Methodology*, n. 2, p. 199-207, 1987.

Lumley, Thomas. *Complex surveys: a guide to analysis using R*. New Jersey: John Wiley & Sons, 2010.

Lumley, Thomas. *survey: analysis of complex survey samples*. R package version 3.29-5, 2013. Disponível em: <<http://cran.r-project.org/web/packages/survey/survey.pdf>>.

Särndal, C.E. The calibration approach in survey theory and practice. *Survey Methodology*, n. 33, p. 99-119, 2007.

Silva, P. L. d. N. *Calibration Estimation: When and Why, How Much and How*. Rio de Janeiro, Brazil: IBGE, Diretoria de Pesquisas, 2004.

Vasconcellos, M. T. L.; Silva, P. L. N.; Szwarcwald, C. L. Aspectos de Amostragem da Pesquisa Mundial de Saúde no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* (FIOCRUZ), Fundação Oswaldo Cruz, v. 21, p. 589-599, 2005.

Apêndice – Tabelas

Tabela 1

Distribuição relativa da população por sexo e grupos de idade, segundo projecções e estimativas produzidas por pós-estratificação e *raking* - Brasil - 2011

Sexo e grupos de idade	Projeção da população	Sem ponderar		Pós-estratificação		Raking / Raking integ.	
		Estimativa	Erro relativo (%) *	Estimativa	Erro relativo (%) *	Estimativa	Erro relativo (%) *
Sexo							
Total	100,0%	100,0%		100,0%		100,0%	
Homens	49,4%	48,5%	-2,0	48,5%	-1,9	49,4%	0,0
Mulheres	50,6%	51,5%	1,9	51,5%	1,8	50,6%	0,0
Grupos de idade							
Total	100,0%	100,0%		100,0%		100,0%	
0 a 4 anos	7,9%	7,0%	-11,5	6,8%	-13,7	7,9%	0,0
5 a 9 anos	8,5%	7,8%	-7,4	7,6%	-9,6	8,5%	0,0
10 a 14 anos	8,7%	8,9%	2,2	8,8%	0,9	8,7%	0,0
15 a 19 anos	8,7%	8,9%	2,6	8,7%	0,5	8,7%	0,0
20 a 24 anos	8,7%	8,3%	-4,8	8,2%	-5,9	8,7%	0,0
25 a 29 anos	9,0%	8,4%	-6,7	8,3%	-7,6	9,0%	0,0
30 a 39 anos	15,6%	15,5%	-0,9	15,4%	-1,3	15,6%	0,0
40 a 49 anos	12,9%	13,4%	3,8	13,4%	4,4	12,9%	0,0
50 a 59 anos	9,7%	10,3%	6,7	10,5%	9,1	9,7%	0,0
60 anos ou mais	10,3%	11,5%	11,2	12,1%	16,8	10,3%	0,0

Fonte: IBGE, PNAD 2011

* Erro relativo (%) = (Estimativa - Projeção) x 100 / Projeção

Tabela 2

Distribuição relativa da população por sexo e grupos de idade, segundo projecções e estimativas produzidas por pós-estratificação e *raking* - Brasil - 2012

Sexo e grupos de idade	Projeção da população	Sem ponderar		Pós-estratificação		Raking / Raking integ.	
		Estimativa	Erro relativo (%) *	Estimativa	Erro relativo (%) *	Estimativa	Erro relativo (%) *
Sexo							
Total	100,0%	100,0%		100,0%		100,0%	
Homens	49,4%	48,7%	-1,5	48,7%	-1,5	49,4%	0,0
Mulheres	50,6%	51,3%	1,5	51,3%	1,5	50,6%	0,0
Grupos de idade							
Total	100,0%	100,0%		100,0%		100,0%	
0 a 4 anos	7,7%	6,9%	-10,7	6,7%	-12,5	7,7%	0,0
5 a 9 anos	8,3%	7,7%	-6,6	7,6%	-8,0	8,3%	0,0
10 a 14 anos	8,6%	8,6%	0,1	8,5%	-1,7	8,6%	0,0
15 a 19 anos	8,6%	8,9%	2,9	8,7%	0,8	8,6%	0,0
20 a 24 anos	8,6%	8,2%	-5,1	8,0%	-6,5	8,6%	0,0
25 a 29 anos	8,9%	8,2%	-8,2	8,1%	-9,0	8,9%	0,0
30 a 39 anos	15,8%	15,6%	-1,4	15,5%	-2,2	15,8%	0,0
40 a 49 anos	12,9%	13,4%	3,7	13,5%	4,6	12,9%	0,0
50 a 59 anos	9,9%	10,5%	6,1	10,7%	8,5	9,9%	0,0
60 anos ou mais	10,6%	12,1%	13,4	12,6%	18,6	10,6%	0,0

Fonte: IBGE, PNAD 2012

* Erro relativo (%) = (Estimativa - Projeção) x 100 / Projeção

Tabela 3Estimativas geradas pela calibração por pós-estratificação, *raking* e *raking* integrado - Brasil - 2011

Indicador	Pós-estratificação		Raking		Raking integrado		Diferença relativa (%) Pós-est. e Raking		Diferença relativa (%) Pós-est. e Raking integ.	
	Estimativa	CV (%)	Estimativa	CV (%)	Estimativa	CV (%)	Estimativa	CV	Estimativa	CV
ANALFA	8,6%	1,22	8,1%	1,23	8,2%	1,20	-6,0	0,6	-5,0	-1,8
ANO_EST	7,7	0,31	7,8	0,31	7,7	0,29	1,6	-1,2	0,8	-6,9
TAX_ESC	4,5%	1,32	4,7%	1,30	4,6%	1,31	4,9	-1,6	1,9	-0,8
TAX_ATI	60,0%	0,25	61,1%	0,22	61,0%	0,22	1,8	-12,3	1,6	-12,3
NIV_OCU	56,0%	0,27	56,9%	0,24	56,8%	0,24	1,7	-10,6	1,5	-10,3
TAX_DES	6,7%	1,34	6,8%	1,31	6,8%	1,32	1,7	-1,9	1,4	-0,9
POR_CAR	24,6%	0,80	24,6%	0,80	24,7%	0,80	-0,1	0,1	0,6	0,1
POR_CON	58,5%	0,44	59,0%	0,43	58,7%	0,42	0,9	-2,8	0,3	-4,5
REN_TRA	1345,0	0,98	1337,5	0,95	1332,3	0,93	-0,6	-3,3	-0,9	-4,9
REN_TOD	1278,9	0,85	1273,4	0,84	1264,6	0,82	-0,4	-2,1	-1,1	-4,3

Fonte: IBGE, PNAD 2011

Tabela 4Estimativas geradas pela calibração por pós-estratificação, *raking* e *raking* integrado - Brasil - 2012

Indicador	Pós-estratificação		Raking		Raking integrado		Diferença relativa (%) Pós-est. e Raking		Diferença relativa (%) Pós-est. e Raking integ.	
	Estimativa	CV (%)	Estimativa	CV (%)	Estimativa	CV (%)	Estimativa	CV	Estimativa	CV
ANALFA	8,7%	1,19	8,1%	1,22	8,2%	1,18	-6,7	2,0	-5,8	-0,8
ANO_EST	7,9	0,29	8,0	0,28	8,0	0,27	1,7	-1,3	1,1	-6,8
TAX_ESC	4,1%	1,35	4,3%	1,33	4,2%	1,33	6,2	-1,4	3,4	-1,2
TAX_ATI	59,9%	0,24	61,0%	0,20	60,9%	0,20	1,8	-15,7	1,7	-15,9
NIV_OCU	56,2%	0,25	57,1%	0,21	57,1%	0,21	1,6	-15,0	1,6	-15,0
TAX_DES	6,2%	1,31	6,3%	1,30	6,3%	1,31	2,0	-1,1	1,3	0,1
POR_CAR	24,5%	0,90	24,5%	0,90	24,5%	0,90	-0,2	-0,4	0,2	-0,6
POR_CON	59,8%	0,43	60,3%	0,42	60,1%	0,41	0,9	-2,9	0,5	-4,4
REN_TRA	1502,8	1,11	1491,7	1,06	1487,99	1,04	-0,7	-4,5	-1,0	-6,5
REN_TOD	1423,1	1,03	1413,8	0,99	1405,87	0,96	-0,6	-3,6	-1,2	-6,2

Fonte: IBGE, PNAD 2012

Tabela 5
Indicadores do desempenho da calibração por pós-estratificação, *raking* e *raking* integrado - PNAD 2011

Indicador	Pós-estrat.	Raking	Raking integ.
Média do erro relativo absoluto de calibração	0,00	0,00	0,00
Média do coeficiente de variação do estimador HT do total da variável auxiliar	1,7%	1,3%	1,3%
Proporção de pesos <i>g</i> menores do que 0,5	0,0%	0,0%	0,0%
Proporção de pesos <i>g</i> maiores do que 2	0,0%	0,0%	0,0%
Coefficiente de variação dos pesos <i>g</i>	6,1%	10,5%	15,4%
Distância qui-quadrado entre os pesos calibrados e os pesos do desenho	20,3	24,8	33,0
Eficiência média das estimativas de calibração	0,99	0,94	0,91