

Ministério da Saúde

FIOCRUZ

Fundação Oswaldo Cruz



ESCOLA NACIONAL DE SAÚDE PÚBLICA
SERGIO AROUCA
ENSP

***“Análise da desigualdade relacionada à renda no acesso à mamografia,
entre as mulheres de 50 a 69 anos, a partir da Pesquisa Nacional por
Amostra de Domicílios (2003 e 2008)”***

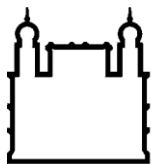
por

Rodrigo da Silva Moreira

*Dissertação apresentada com vistas à obtenção do título de Mestre em
Ciências, na área de Epidemiologia em Saúde Pública.*

Orientador: Prof. Dr. Cosme Marcelo Furtado Passos da Silva

Rio de Janeiro, maio de 2013.



Ministério da Saúde

FIOCRUZ

Fundação Oswaldo Cruz



Esta dissertação, intitulada

“Análise da desigualdade relacionada à renda no acesso à mamografia, entre as mulheres de 50 a 69 anos, a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (2003 e 2008)”

apresentada por

Rodrigo da Silva Moreira

foi avaliada pela Banca Examinadora composta pelos seguintes membros:

Prof.^a Dr.^a Claudia Maria de Rezende Travassos

Prof. Dr. Geraldo Marcelo da Cunha

Prof. Dr. Cosme Marcelo Furtado Passos da Silva – Orientador

Dissertação defendida e aprovada em 29 de maio de 2013.

Catálogo na fonte
Instituto de Comunicação e Informação Científica e Tecnológica
Biblioteca de Saúde Pública

M838 Moreira, Rodrigo da Silva
Análise da desigualdade relacionada à renda no acesso à
mamografia, entre as mulheres de 50 a 69 anos, a partir da
Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (2003 e 2008). /
Rodrigo da Silva Moreira. -- 2013.
80 f. : tab. ; graf.

Orientador: Silva, Cosme Marcelo Furtado Passos da
Dissertação (Mestrado) – Escola Nacional de Saúde Pública
Sergio Arouca, Rio de Janeiro, 2013.

1. Mamografia. 2. Desigualdades em Saúde. 3. Fatores
Socioeconômicos. 4. Índice de Concentração. I. Título.

CDD - 22.ed. – 618.1907572

AGRADECIMENTO

À minha mãe, avó, avô e pai, fundamentais em todo o meu desenvolvimento, em todos os espectros.

Aos meus mestres Francisco Viacava e Cláudia Travassos, que me incentivaram e apoiaram, em tudo que podiam, para a realização deste feito.

Ao meu orientador, Cosme, que me ajudou em todo este processo.

Aos amigos do ICICT/LIS que sempre acreditaram em mim. À Marizete Zanini que sempre torceu por mim e vibrou com as minhas conquistas.

À Vanessa Queiroz, que neste período sempre esteve ao meu lado.

RESUMO

Introdução: No Brasil o câncer de mama é o terceiro tipo de câncer mais frequente e entre as mulheres é a neoplasia com maior número de óbitos. Um estudo produzido pelo Instituto Nacional do Câncer (INCA), em 2002, indica uma tendência de crescimento para as taxas de óbito por esta doença, que se difere do comportamento observado em países desenvolvidos, o que pode ser atribuído a um retardamento no diagnóstico, aumentando o estadiamento do câncer e na instituição de terapêutica adequada. Visando a redução de mortalidade por câncer de mama, no Brasil adotou-se um programa de rastreamento que inclui mulheres de 50 a 69 anos. Portanto, faz-se importante a utilização de métodos que tornem possíveis o monitoramento do nível de dificuldade de acesso ao exame e os fatores que o causam. **Objetivos:** Analisar o nível de desigualdade associada à renda na realização da mamografia em mulheres de 50 a 69 anos em 2003 e 2008, em três níveis de abrangências geográficas: Brasil, regiões e unidades federativas. **Métodos:** A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), em 2003 e 2008, foram utilizadas as informações das mulheres de 50 a 69 anos como realização do exame de mamografia nos dois últimos anos e informações socioeconômicas para que então se pudesse calcular o nível de desigualdade associada à renda e sua decomposição. **Resultados:** Para o Brasil, observa-se uma redução no índice concentração para o exame de mamografia. Em todos os fatores analisados, com exceção da idade, se observaram desigualdade a favor das mulheres mais ricas. Dentre as regiões, constata-se que os maiores índices estão no norte e nordeste. Os resultados mostram a possibilidade de construção de faixas que representam os diferentes níveis de desigualdade e estas são: a baixa, que contém São Paulo; a média, composta, em sua maioria, por estados da região sudeste, sul e centro oeste; e a alta, composta, em sua maioria, por estados da região norte e nordeste. **Conclusão:** No período de 2003 a 2008 verifica-se a manutenção da desigualdade a favor das mulheres mais ricas. Entretanto, o comportamento do índice é de queda. A decomposição do índice mostra que os fatores de maior peso são anos de estudo, renda domiciliar per capita e cobertura por plano privado de saúde e que não houve redução significativa de desigualdade nas variáveis renda domiciliar per capita e região de residência.

Palavras-Chave: Mamografia, desigualdade, índice de concentração

ABSTRACT

Introduction: In Brazil, breast cancer is the third most common type of cancer among women and is the cancer with the highest number of deaths. A study produced by the Instituto Nacional do Câncer (INCA), in 2002, indicates a growing trend for rates of death from this disease, which differs from the behavior observed in developed countries, which can be attributed to a delay in diagnosis, increasing cancer staging and the institution of appropriate therapy. **Objectives:** To assess the level of inequality in income associated with mammography in women aged 50 to 69 years in 2003 and 2008, in three levels of geographic scopes: Brazil, regions and federal units. **Methods:** Based on data from the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), in 2003 and 2008, the used information is from women 50-69 years as completion of a mammography screening in the past two years and socioeconomic information for that then could calculate the level of inequality associated to income and its decomposition. **Results:** For Brazil, there is a reduction in the concentration index for the mammography screening. In all factors considered, with the exception of age, were observed inequality in favor of the wealthiest women. Among the regions, it appears that the highest rates are in the north and northeast. The results show the possibility of building tracks that represent different levels of inequality and these are the low, containing São Paulo; the mean comprised, mostly, by states in the southeast, south and center west, and the high composed, mostly, by states in the region north and northeast. **Conclusion:** In the period 2003 to 2008 there is a persistence of inequality in favor of the wealthiest women. However, it shows a downward trend. The decomposition of the index shows that the factors of greater weight are years of education, household income per capita and coverage by private health insurance and the factors per capita household income and region of residence does not have a significant downward trend in period.

Key-words: Mammography, Inequality, Concentration index

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	9
LISTA DE QUADROS	10
LISTA DE TABELAS	11
1 INTRODUÇÃO.....	13
1.1 O câncer de mama.....	13
1.2 A importância do rastreamento.....	14
1.3 Acesso aos serviços de saúde.....	16
1.4 Determinantes da Saúde.....	18
1.4.1 Modelo para avaliação da desigualdade no acesso à mamografia.....	19
1.5 Desigualdade social na realização da mamografia	20
1.6 O índice de concentração na mensuração da desigualdade no uso dos serviços de saúde.	21
2 JUSTIFICATIVA	23
3 OBJETIVOS.....	23
3.1 Objetivo geral	23
3.2 Objetivos específicos	23
4 MATERIAIS E MÉTODOS.....	24
4.1 Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios	25
4.1.1 A PNAD e seu plano amostral.....	26
4.1.2 Estimação da variância em desenho amostral complexo.....	30

4.2 Modelos Lineares Generalizados	30
4.2.1 Modelo Normal	33
4.2.2 Modelo logístico	34
4.3 Método de Máxima Pseudo-Verossimilhança	34
4.4 Curva de concentração	36
4.5 Índice de concentração.....	37
4.5.1 Variância e inferência para o índice de concentração	39
4.5.1.1 Bootstrap	40
5 ASPECTOS ÉTICOS	41
6 RESULTADOS	42
6.1 Brasil	42
6.2 Regiões.....	46
6.3 Unidades da federação	51
7 DISCUSSÃO	65
8 CONCLUSÕES	69
9 REFERÊNCIAS	70
ANEXO I.....	75
ANEXO II	77

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Modelo de acesso à mamografia.....	19
Figura 2 - Plano amostral de múltiplos estágios (PNAD 2003 e 2008) - Silva et al. (2002).	29
Figura 3 - Exemplo para curva de concentração.	37
Figura 4 - Curvas de concentração para a realização de exames de mamografias nos dois últimos anos por mulheres de 50 a 69 anos, Brasil - 2003 e 2008.	44
Figura 5 - Contribuição absoluta dos fatores no índice de concentração, Brasil – 2003 e 2008.	45
Figura 6 - Decomposição do índice de concentração pelos fatores de análise, Brasil – 2003 e 2008.	45
Figura 7 - Índice de concentração, regiões – 2003 e 2008.	49
Figura 8 - Decomposição do índice de concentração pelos fatores de análise, regiões – 2003 e 2008.	50
Figura 9 - Índice de concentração, Ufs – 2003.....	62
Figura 10 - Índice de concentração, Ufs – 2008.....	62
Figura 11 - Decomposição do índice de concentração pelos fatores de análise, Ufs – 2003.....	63
Figura 12 - Decomposição do índice de concentração pelos fatores de análise, Ufs – 2008.....	64

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Exemplos de funções de ligação.	32
Quadro 2 - Funções de ligação e parâmetro para o modelo normal e binomial.	32

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - População total, tamanho da amostra e seu valor expandido (mulheres de 50 a 69 anos) e seu percentual em relação à população total, Brasil – 2003 e 2008.....	43
Tabela 2 - Características das mulheres de 50 a 69 anos segundo UFs, regiões e Brasil – 2003 e 2008.	43
Tabela 3 - Índices de concentração para a realização do exame de mamografia, Brasil - 2003 e 2008.	44
Tabela 4 - População total, tamanho da amostra e seu valor expandido (mulheres de 50 a 69 anos) e seu percentual em relação à população total, regiões – 2003 e 2008.....	47
Tabela 5 - Características das mulheres de 50 a 69 anos segundo UFs, regiões – 2003 e 2008.....	47
Tabela 6 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.	48
Tabela 7 - População total, tamanho da amostra e seu valor expandido (mulheres de 50 a 69 anos) e seu percentual em relação à população total, UFs – 2003 e 2008.....	53
Tabela 8 - Características das mulheres de 50 a 69 anos segundo UFs, UFs – 2003 e 2008.....	54
Tabela 9 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.	55

LISTA DE ABREVIACES

AMS - Assistncia Mdico-Sanitria

AR - Municpios autorepresentativos

C - ndice de concentrao

CEP/ ENSP - Comit de tica em Pesquisa da Escola Nacional de Sade Pblica Srgio

Arouca

Cov - Covarincia

DATASUS - Departamento de Informtica do SUS

IBGE - Fundao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatstica

OMS - Organizao Mundial da Sade

PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domiclios

PSF - Programa Sade da Famlia

SUS - Sistema nico de Sade

UF - Unidades federativas

UPA - Unidade primria de amostragem

USAID - United States Agency for International Development

USAS - Unidades secundrias de amostragem

VIGITEL - Vigilncia de Fatores de Risco e Proteo para Doenas

1 INTRODUÇÃO

1.1 O câncer de mama

O câncer de mama representa nos países ocidentais uma das principais causas de morte entre as mulheres. As tendências observadas das incidências indicam o aumento de sua frequência tanto nos países desenvolvidos quanto nos países em desenvolvimento. Segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS), nas décadas de 60 e 70 registrou-se um aumento de 10 vezes nas taxas de incidência ajustadas por idade nos Registros de Câncer de Base Populacional em diversos continentes (INCA, 2004).

No Brasil o câncer de mama é o terceiro tipo de câncer mais frequente e entre as mulheres é a neoplasia com maior número de óbitos. Um estudo produzido pelo Instituto Nacional do Câncer (INCA, 2002) indica uma tendência de crescimento para as taxas de óbito por esta doença, que se difere do comportamento observado em países desenvolvidos, o que pode ser atribuído a um retardamento no diagnóstico, aumentando o estadiamento do câncer e na instituição de terapêutica adequada.

O câncer de mama é provavelmente o mais temido pelas mulheres, decorrente à sua alta incidência e pelos seus efeitos psicológicos que afetam a percepção da sexualidade e a própria imagem pessoal. Ressalta-se que este tipo de câncer é raro antes dos 35 anos e mais de 85% dos casos ocorrem acima dos 40 anos (Finott, 1998 apud Amorim et al., 2008).

1.2 A importância do rastreamento

Como a adoção de estratégias específicas de prevenção não possui, ainda, sustentação teórica faz-se uso do rastreamento da doença, que pode ser feito por mamografia ou exame clínico das mamas, como instrumento de redução da mortalidade

Neste contexto, surgiram diferentes estudos em países europeus que associam a queda da mortalidade por câncer de mama frente ao uso da mamografia como instrumento de rastreamento. Palli et al. (1986) e Verbeek et al. (1984) mostraram que houve redução na taxa de mortalidade por câncer de mama em mulheres rastreadas comparando-as com as não rastreadas. Porém, esses estudos não possuíam critérios de controle adequados na eleição de seus sujeitos e devem ser aceitos com cautela (White et al., 1993). Na Finlândia, o primeiro país a adotar a realização de mamografia como programa de saúde pública, em um estudo de coorte a utilização da mamografia se mostrou efetiva como política de saúde pública (Matti Hakama et al., 1997). Em um estudo recente, Elting et al. (2009) mostraram que o uso da mamografia reduz a mortalidade por câncer de mama em 20%. Porém, para Mandelblatt et al. (2010) há necessidade de se priorizar a adoção de novos métodos de detecção precoce ao invés de se tentar aumentar a adesão das mulheres à realização de mamografia, considerado um método defasado pelos autores.

Apesar das discordâncias, a maioria dos países europeus têm programas de rastreamento, a partir da mamografia, para o câncer de mama. A *European Commission* possui uma meta de cobertura de 75% para a população de 50 a 69 anos. No Brasil a recomendação para as mulheres nesta mesma faixa etária é a realização de mamografia a cada dois anos. As estimativas desse indicador podem ser obtidas a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), nos anos de 2003 e 2008, e da Vigilância

de Fatores de Risco e Proteção para Doenças (VIGITEL), um inquérito realizado anualmente, desde 2006, nas capitais brasileiras por meio de telefone. As estimativas mais recentes apontam uma cobertura de 60,4% (PNAD, 2008) e 72,6% (VIGITEL, 2010).

A recomendação para o sistema de saúde, em relação ao rastreamento segue as seguintes normas (INCA, 2004):

- Estimular, mediante ações educativas nos meios de comunicação, o exame físico da mama realizado pelo profissional de saúde.
- Desenvolver ações de educação para o ensinamento da palpação das mamas pela própria mulher como estratégia dos cuidados com o próprio corpo. O exame realizado pela própria mulher não substitui o exame físico por profissional de saúde capacitado para esta atividade.
- Implantar o rastreamento mamográfico no país, com garantia do diagnóstico, tratamento em tempo hábil e seguimento das mulheres com alterações mamárias.
- Elaborar e implantar normas técnico-operacionais para a estruturação da rede de saúde e a definição dos fluxos assistenciais visando subsidiar os gestores municipais e estaduais.
- Implantar sistema de informação nos serviços de mamografia credenciados pelo Sistema Único de Saúde (SUS).
- Criar os indicadores e parâmetros assistenciais para cálculo da necessidade de oferta de serviços em todos os níveis de atenção ao câncer de mama.
- Revisar normas técnicas para o credenciamento, o controle e a avaliação dos serviços de mamografia no SUS.
- Criar mecanismos de garantia de qualidade, como parte dos critérios para o credenciamento e monitoramento de serviços de mamografia no SUS.

- Exigir habilitação em mamografia para os médicos responsáveis pela emissão de laudos mamográficos.
- Desenvolver uma política de capacitação dos profissionais em todos os níveis de complexidade da atenção ao câncer de mama.
- Inserir conteúdos sobre câncer de mama nos diversos níveis de formação profissional (médio e superior).

1.3 Acesso aos serviços de saúde

O acesso no campo da saúde pode ser interpretado como características que viabilizam a entrada dos pacientes na rede de serviços, nos diferentes níveis de complexidade. Para Vuori (1991), garantir o acesso está ligado a remoção de barreiras financeiras, físicas e outras para que se possa fazer uso dos serviços ofertados. Uma subdimensão ligada ao acesso se refere ao tempo oportuno, no qual a intervenção prestada se faz mais benéfica e necessária (JCAHO, 1993).

Para o Observatório Europeu de Saúde, o acesso diz respeito ao grau com que o cuidado e a intervenção adequados estão disponíveis para responder às necessidades dos pacientes. Os países que o integram defendem que o acesso aos serviços de saúde é uma precondição de cidadania e que sua distribuição deve obedecer às necessidades de saúde. Para Wörz et al. (2006) nesses países a discussão do tema está baseada em duas linhas de pensamento: o acesso equitativo e o acesso a um pacote mínimo de benefícios. Esses conceitos em alguns sistemas de saúde da Europa são adotados de forma conjunta.

Na literatura encontram-se textos que trabalham o conceito de acesso e acessibilidade como se tivessem o mesmo significado. Para alguns autores existe a

necessidade de distinção entre os termos, fazendo-se uso do conceito de acessibilidade como uma subdimensão de acesso. Acessibilidade representaria a distância geográfica, tempo e custo.

Para Donabedian (1973), a acessibilidade se configura por fatores que intervêm entre a capacidade real ou potencial de produzir serviços e a capacidade real e potencial, de seus consumos. A acessibilidade engloba, desta forma, características que facilitam ou bloqueiam o uso dos recursos, por clientes potenciais. O autor faz, ainda, uma divisão da acessibilidade por sócio-organizacional e geográfica.

As autoras Travassos e Martins (2004) apontam uma tendência de mudança no conceito inicial de acesso, que está focado na entrada nos serviços, que passa a dar maior ênfase ao resultado dos cuidados recebidos. Esta mudança visa uma melhor apreensão do desempenho dos serviços e a consequente reorientação das políticas de saúde. No artigo argumenta-se sobre a importância de manterem-se as distinções entre acesso e uso de serviços de saúde; acesso e continuidade do cuidado; e acesso de efetividade dos cuidados prestados. Esta separação se faz por conta dos diferentes modelos explicativos que regem cada um destes processos.

Para Andersen (1995) a avaliação do acesso deve ser feita separadamente, por tipos de cuidado, de serviços e de problemas de saúde, pois expressam situações distintas com impacto diferenciado no acesso.

1.4 Determinantes da Saúde

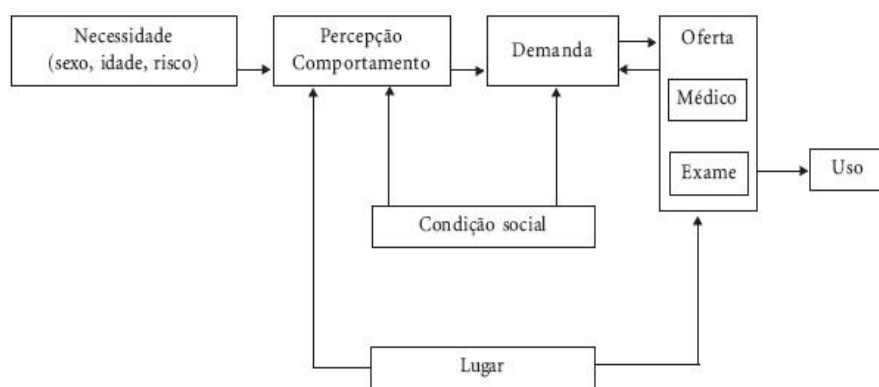
Na primeira metade do século XX, pesquisadores europeus e norte-americanos propõem os primeiros modelos para análise das causas sociais para explicar a relação saúde-doença (Porter, 2006). Nas demais décadas, com o advento da antibióticoterapia e vacinas para o tratamento e a prevenção das doenças infecciosas, a importância crescente das enfermidades crônicas nos países desenvolvidos, a ênfase nas causas genéticas das doenças e o paradigma da epidemiologia dos fatores de risco deslocaram o foco do interesse dos fatores sociais para as características e exposições individuais nos modelos de determinação da saúde das populações (Galea et al., 2007). Na segunda metade do século XX, com a grande adoção dos fatores de risco individuais nos modelos causais de doença, o debate em torno da tese de McKeown (Link et al., 2002 e Colgrove, 2002) de que as mudanças nos fatores socioeconômicos nos últimos dois séculos eram os principais responsáveis pela melhoria das condições de saúde da população, mais do que os avanços médicos e as iniciativas na saúde pública, retoma a discussão, da importância dos fatores socioeconômicos na determinação social da saúde das populações.

Em 1974 o governo canadense publica o documento “*A New Perspective on the Health of Canadians*”, citando a tese de McKeown. Para Frohlich et al. (2008), a publicação é uma inovação na política de saúde pública, pois considera o estado de saúde como resultado de quatro grupos de determinantes: estilos de vida, meio-ambiente, biologia humana e organização do sistema de cuidados em saúde e propõe que as intervenções de saúde pública devem ser direcionadas aos grupos com maiores níveis de exposição a riscos.

1.4.1 Modelo para avaliação da desigualdade no acesso à mamografia

Para dar suporte nas escolhas das variáveis que ajudem a explicar a desigualdade no acesso à mamografia adota-se o modelo adaptado por Oliveira et al. (2011). O modelo proposto expõe os condicionantes para a realização da mamografia. A necessidade se configura pelo sexo e faixa etária preconizada. A percepção do risco e os fatores comportamentais influenciam a decisão da procura pelo serviço, e moldam a demanda da população-alvo. A condição social influencia a percepção, o comportamento e a demanda pelo serviço. O local de residência, como o de realização da mamografia, estão associados, e modificam o efeito dos fatores do comportamento, da condição social e da oferta do serviço na realização do exame. Os fatores ligados à oferta incluem tanto o número de mamógrafos, quanto a realização de consulta médica e a indicação do exame que precedem a sua realização. Ao final, tem-se a oferta induzindo diretamente a demanda (Figura 1).

Figura 1 - Modelo de acesso à mamografia.



Fonte: OLIVEIRA et al. (2011)

1.5 Desigualdade social na realização da mamografia

No estudo de Lima-Costa e Matos (2007) verificou-se, a partir da PNAD (2003), uma forte associação entre a realização de mamografia em mulheres de 50 a 69 anos com plano de saúde, maior escolaridade, melhor situação socioeconômica e moradoras de área urbana. Além disto, constatou-se um déficit no percentual de mulheres nesta faixa etária que utilizaram este serviço, abaixo dos 70% recomendados pelo documento americano *Healthy People 2010*.

Em Scowitz et al. (2005) considera-se a condição socioeconômica como o principal fator para as mulheres não realizarem consulta ginecológica e condutas de prevenção secundária, que incluem a mamografia.

O trabalho de Marchi et al. (2006) mostra uma maior prevalência de exames de mamografias em mulheres de melhor nível sócio econômico. Os autores concluem que é um dever das políticas de saúde coletiva suprimir as desigualdades individuais, promover equidade no acesso aos serviços, atingindo equidade na saúde das pessoas. E que para diminuir o número de casos com diagnóstico tardio de câncer deve-se buscar as mulheres ainda não rastreadas, em especial as de estratos sociais desfavorecidos.

No trabalho produzido por Chor et al. (2011) as desigualdades na realização da mamografia persistem em variáveis como renda e escolaridade. Estas variáveis apresentaram efeito direto (quanto maior a renda maior a chance de realização de mamografia) em todas as regiões metropolitanas.

1.6 O índice de concentração na mensuração da desigualdade no uso dos serviços de saúde.

Monitorar a magnitude e as tendências da desigualdade relacionada à renda no uso de serviços de saúde, enquanto se examinam possíveis determinantes da mesma, é crucial para a elaboração e/ou melhoria das políticas de saúde vigentes, pois sabe-se que os grupos com as piores condições socioeconômicas não apenas sofrem uma maior carga da doença, como também apresentam mais precocemente doenças crônicas e incapacidades, têm menos acesso a serviços de saúde, sendo estes de pior qualidade (Whitehead, 1991). Neste contexto, surgem diferentes métodos capazes de nos fornecer um panorama que reflete a magnitude da desigualdade e sua evolução ao longo do tempo, como o índice de concentração.

O índice de concentração, uma medida resumo relacionada à curva de concentração, é um método utilizado como indicador de desigualdade em saúde. Ele reflete a dimensão socioeconômica das desigualdades em saúde; utiliza a informação de toda a população, e é sensível a redistribuição da população entre os diferentes grupos populacionais (Wagstaff et al., 1991). A desvantagem do método se dá pela complexidade da distribuição de probabilidade do índice, que dificulta a obtenção de seu intervalo de confiança.

No Brasil destaca-se o trabalho produzido por Almeida et al. (2013), que utiliza o índice de concentração para medir o nível de desigualdade no uso dos serviços de saúde, em 1998, 2003 e 2008. Ressaltam-se, pelo uso do método, os trabalhos produzidos por Van Doorslaer et al. (2006) e por Devaux (2012), onde são feitos ranqueamentos, pelos valores dos índices, de países desenvolvidos. Nestes trabalhos os

desfechos são as realizações de consultas em médicos generalistas e consultas em médicos especialistas.

2 JUSTIFICATIVA

No Brasil, o câncer de mama é a principal causa de morte por neoplasia entre as mulheres adultas.

A realização da mamografia para detecção precoce de tumores aumenta a chance de cura. Logo, torna-se importante identificar os fatores que dificultam o acesso à sua realização.

3 OBJETIVOS

3.1 Objetivo geral

Analisar o nível de desigualdade associada à renda na realização da mamografia em mulheres de 50 a 69 anos em 2003 e 2008, em três níveis de abrangências geográficas: Brasil, regiões e unidades federativas.

3.2 Objetivos específicos

1 - Obter e descrever as características das mulheres com 50 a 69 anos segundo a abrangência geográfica e ano.

2 - Calcular o índice de concentração, por meio de sua decomposição, e descrever estes resultados em três níveis de abrangências geográficas: Brasil, regiões e unidades federativas.

4 MATERIAIS E MÉTODOS

As informações utilizadas estão nas bases de dados da PNAD (2003 e 2008), que contém as informações sobre o desfecho e fatores socioeconômicos das mulheres de 50 a 69 anos e Assistência Médico-Sanitária (AMS) (2002 e 2009), que contém informações sobre a oferta do número de mamógrafos. As bases de dados da PNAD são obtidas por meio de da página do IBGE (www.ibge.gov.br). As informações da AMS podem ser encontradas na página do DATASUS (www.datasus.gov.br), onde é possível fazer tabulações.

A informação sobre o desfecho é obtida pela pergunta “Quando foi a última vez que fez uma mamografia?” e suas categorias são: até um ano, mais de um até dois anos, mais de dois até três anos, mais de três anos e nunca fez. Esta pergunta é feita para mulheres com idade maior ou igual a 25 anos. Porém, as análises serão realizadas para mulheres com 50 a 69 anos que fizeram mamografia nos últimos dois anos.

As variáveis, suas definições e categorias são descritas a seguir:

Renda domiciliar per capita: soma dos rendimentos dos moradores do domicílio dividida pelo total de moradores;

Anos de estudo: registra a quantidade de anos de estudo do morador e varia de zero a 15 anos de estudo;

Cobertura por plano de saúde: indica a presença, categoria “1”, ou não, categoria “0”, da cobertura do morador do domicílio por plano privado de saúde.

Cobertura domiciliar pelo programa de saúde da família (PSF): indica a presença de cobertura domiciliar, categoria “1”, ou não, categoria “0”.

Setor de residência urbano: sinaliza se o domicílio de residência está localizado em um setor urbano, categoria “1”, ou rural, categoria “0”.

Região de moradia: registra a região de residência do domicílio, categoria “1” – Norte, categoria “2” – Nordeste, categoria “3” – Sudeste, categoria “4” – Sul e categoria “5” – Centro Oeste.

O quadro que demonstra com maiores detalhes as categorias das variáveis originais e das recodificadas está no anexo I.

Para cada um dos bancos (2003 e 2008) foram analisadas as informações de aproximadamente 30 mil mulheres.

O programa que será utilizado para as análises descritivas e obtenção da curva e dos índices de concentração é o STATA (versão 10). Os resultados e seus erros padrão são obtidos por meio das funções *survey* e *bootstrap*.

As inferências estão baseadas em um nível de significância de 5% e o número de replicações feitas em cada *bootstrap* é de 1000.

Os códigos utilizados no programa STATA estão inseridos no anexo II.

4.1 Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

Devido a uma crescente demanda por informações que dessem um melhor suporte para o planejamento de políticas, a partir do acompanhamento das mudanças sociais, econômicas e demográficas no Brasil, em 1966, inicia-se um projeto para o desenvolvimento de pesquisas nos anos entre os censos (Pesquisas Contínuas por Amostra de Domicílios). Com a ajuda técnica da *United States Agency for International Development* (USAID) o desenvolvimento do projeto deu origem a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Para ser um elemento elegível para a amostra o local de moradia deve ser um domicílio particular ou uma unidade de moradia em domicílios coletivos. A população

residente é constituída por moradores, desde que estes não estejam ausentes por um período superior a doze meses em relação a data da coleta. Os moradores de rua e os indivíduos que residem em presídios, hospitais ou conventos, não fazem parte da pesquisa.

Além do corpo básico, o questionário da pesquisa possui informações adicionadas a partir de um bloco suplementar, que contempla um tema diferente a cada ano. No caso da saúde o questionário suplementar possui periodicidade de cinco anos.

A pesquisa é dividida em dois módulos: domiciliar e pessoal. No domiciliar são obtidas informações sobre: características físicas, condição de ocupação, abastecimento de água, esgotamento sanitário, destino de lixo, iluminação elétrica, bens, composição familiar e cadastramento no Programa Saúde da Família (PSF), introduzida na pesquisa a partir de 2008. O módulo pessoal é respondido por maiores de 13 anos presentes no momento da coleta. As informações obtidas neste módulo são sobre: sexo, idade, cor/raça, migração, escolaridade, trabalho e rendimento e fecundidade. Os dados para os moradores não presentes são fornecidos por moradores presentes acima de 13 (informantes secundários). Para os menores de treze anos ou deficientes mentais as informações são obtidas a partir da mãe ou outro responsável presente no momento da coleta.

Os resultados da pesquisa são divulgados na página da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) www.ibge.gov.br.

4.1.1 A PNAD e seu plano amostral

Realizada no último trimestre de cada ano a PNAD é realizada por meio de uma amostra probabilística da população brasileira, que é delineada para ser representativa a

nível Brasil, regiões, unidades federativas (UFs) e região metropolitana. A seleção de sua amostra se dá por uma seleção em três estágios, municípios, setores censitários (que até 2003, na região norte, não possuía setores rurais) e domicílios.

O território brasileiro é estratificado por suas unidades de federação (UFs), para a formação dos estratos denominados de naturais, totalizando inicialmente 27 estratos, pela adição do distrito federal. As regiões metropolitanas das UFs (PA, CE, PE, BA, MG, RJ, SP, PR, RS) dão origem a outros nove estratos naturais, desta forma finaliza-se a primeira etapa de estratificação com 36 estratos naturais (Silva, 2002).

As regiões metropolitanas são estratificadas por municípios e possuem dois estágios de seleção, no primeiro ocorre a seleção dos setores censitários (UPA), através de uma amostragem sistemática com probabilidade proporcional ao número de domicílios, e no segundo a seleção dos domicílios (USAS), nos setores selecionados no primeiro estágio, através de uma amostra sistemática simples.

Nos estratos naturais onde encontramos municípios fora das regiões metropolitanas ou que não as possui, o plano amostral é conglomerado em três estágios. No primeiro estágio ocorre a seleção do município, nos demais estágios ocorrem as seleções dos setores e dos domicílios respectivamente.

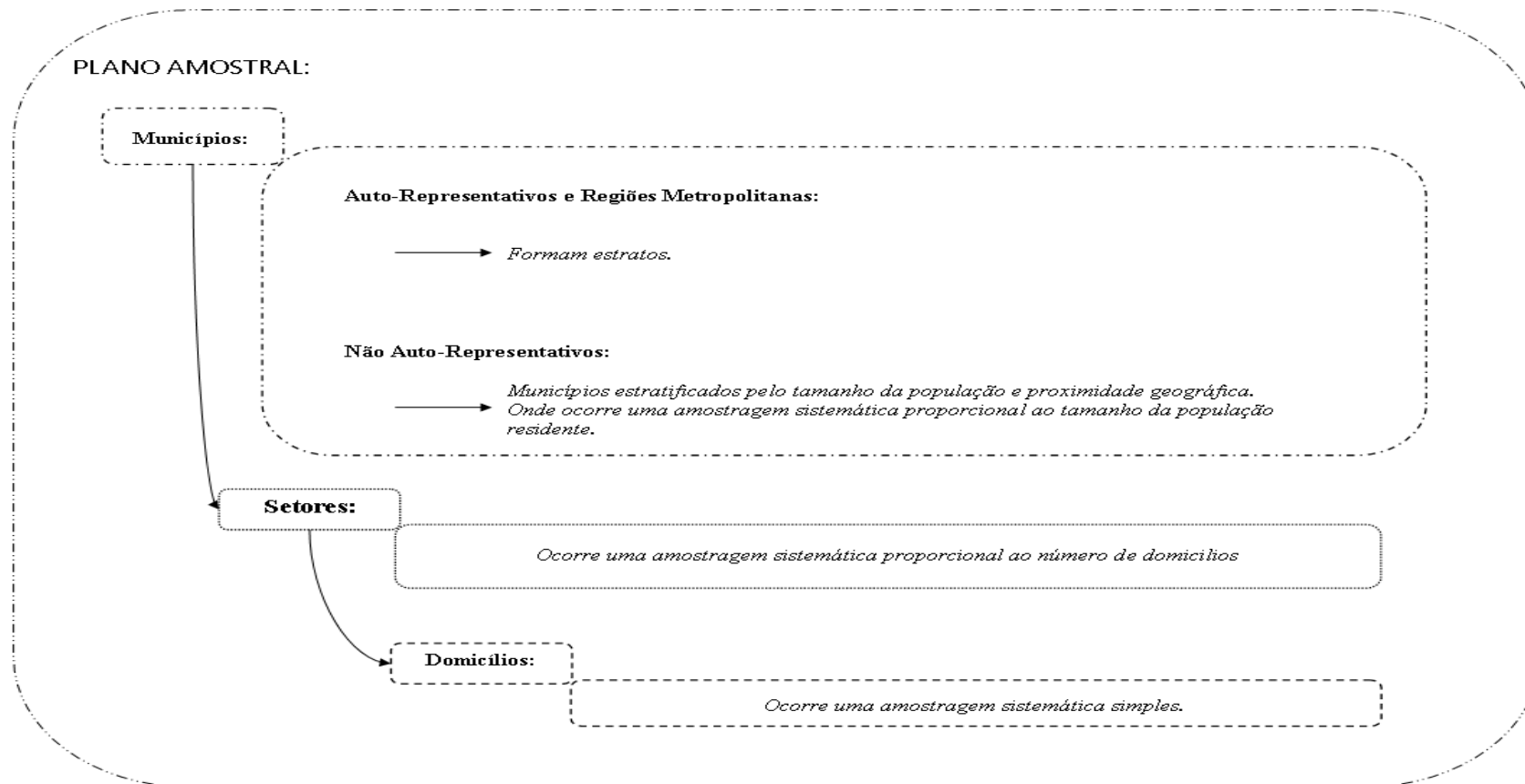
Os municípios situados fora da região metropolitana podem ser classificados como autorepresentativos (AR) e não autorepresentativos (não AR). Nos AR a probabilidade de seleção no primeiro estágio de seleção é 1. Nestes municípios o plano amostral aplicado é idêntico aos dos municípios de uma região metropolitana. Nos não AR os municípios são estratificados por tamanho populacional e proximidade geográfica, na tentativa de se obter populações com tamanhos próximos. A seleção neste caso é feita através de um sorteio sistemático com probabilidades proporcionais à

população existente na época do censo. As demais seleções são primeiramente de setores e posteriormente domicílios na PNAD.

Além da amostra formada pelos processos citados, a PNAD possui unidades domiciliares selecionadas de um cadastro de novas construções. Estes novos domicílios são estratificados por municípios e nestes estratos é feita uma conglomeração que possui um único estágio de seleção, feita através de uma amostragem sistemática simples.

Na figura 2 são apresentados os tipos de amostragem aplicados na seleção dos municípios, setores e domicílios.

Figura 2- Plano amostral de múltiplos estágios (PNAD 2003 e 2008) - Silva et al. (2002).



4.1.2 Estimação da variância em desenho amostral complexo

Em muitos inquéritos com desenho amostral complexo, conseguimos obter a variância, sem viés, de estimadores lineares. Porém, isto não ocorre no caso de funções não lineares. Vários métodos são propostos na literatura para dar solução a este problema e os métodos mais utilizados são a “Linearização de Taylor”, o “Jackknife”, o “Balanced Repeated Replication” (BRR) e o “Bootstrap”.

4.2 Modelos Lineares Generalizados

Em muitos estudos, observacionais ou experimentais, estamos interessados em observar a relação de um desfecho com suas variáveis explicativas. O modelo utilizado, em geral, para a verificação desta relação é o modelo de regressão.

O modelo linear clássico, criado por Legendre e Gauss, foi largamente utilizado no século XX. Porém devido as suas limitações, demandou-se neste mesmo período a criação de novos modelos. Estes capazes de dar conta de situações que não podem ser explicadas pelo modelo linear clássico. Com o conhecimento de diferentes modelos desenvolvidos no período, Nelder e Wedderburn (1972) visaram a unificação de diferentes modelos estatísticos, que têm em comum o fato da variável resposta pertencer a família de distribuições exponencial. Desta forma desenvolveram o modelo linear generalizado. Esta unificação lhes possibilitou a construção de um único algoritmo para estimação da máxima verossimilhança.

O modelo pressupõe que as observações sejam independentes, que a estrutura dos parâmetros seja linear e que a distribuição da variável resposta seja da família

exponencial. O mesmo possui três componentes: Aleatório, Sistemático e a função de ligação.

Componente aleatória:

Componente representada por Y cujos elementos são independentes, apresentando distribuição na família exponencial, possui média μ e parâmetro de dispersão ϕ ,

$$f_y(y|\theta; \phi) = \exp\left\{\frac{y\theta - b(\theta)}{a(\phi)}\right\} + c(y, \phi),$$

Em algumas situações $a(\phi)$ tem a seguinte forma:

$$a(\phi) = \frac{\phi}{\omega}.$$

Neste caso ω é uma constante conhecida.

A função que define a família exponencial pode ser escrita então da seguinte forma:

$$f_y(y|\theta; \phi; \omega) = \exp\left\{\frac{\omega}{\phi}(y\theta - b(\theta))\right\} + c(y, \phi, \omega),$$

Componente Sistemática:

Sejam $x_1 + \dots + x_p$ covariáveis que formam o preditor linear e β os parâmetros a serem estimados:

$$X_i^T \beta = \eta_i = \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j,$$

Função de ligação:

Função monótona e diferenciável que liga o componente aleatório ao componente sistemático

$$\eta_i = g(\mu_i)$$

Destaca-se que dependendo do tipo de distribuição da variável resposta do modelo e do tipo de estudo, emprega-se uma determinada função de ligação. As principais estão apresentadas no quadro seguinte.

Quadro 1 - Exemplos de funções de ligação.

Nome	Fórmula
Identidade	μ
Recíproca	$1/\mu$
Quadrática inversa	$1/\mu^2$
Raiz quadrada	$\mu^{1/2}$
Expoente	$(\mu + c_1)^{c_2}$
Logarítmica	$\ln(\mu)$
Logito	$\ln(\mu/1 - \mu)$
Complementar log-log	$\ln[-\ln(1 - \mu)]$
Probit	$\Phi^{-1}(\mu)$

Tem-se interesse, na escolha da função de ligação, que haja coincidência da função escolhida com o parâmetro canônico. Isto resultará em uma escala adequada para a modelagem com interpretação prática para os parâmetros de regressão, além de vantagens teóricas e computacionais.

No quadro 2 são apresentados os modelos normal, binomial e suas funções de ligações e parâmetros.

Quadro 2 - Funções de ligação e parâmetro para o modelo normal e binomial.

Distribuição	Normal	Binomial
Notação	$N(\mu, \sigma^2)$	$B(m, \pi)/m$
Domínio	$(-\infty, +\infty)$	$\{0, \frac{1}{m}, \dots, 1\}$
Função de ligação canônica $\theta(\mu)$	μ	$\ln\left(\frac{\mu}{1 - \mu}\right)$

Continua

Quadro 2 - Funções de ligação e parâmetro para o modelo normal e binomial.
(Continuação)

Distribuição	Normal	Binomial
$a(\phi)$	σ^2	$\frac{1}{m}$
ϕ	σ^2	1
$c(y, \phi)$	$-\frac{1}{2} \left(\frac{y^2}{\phi} + \ln(2\pi\phi) \right)$	$\ln \binom{m}{my}$
$b(\phi)$	$\frac{\theta^2}{2}$	$\text{Ln}(1 + e^\theta)$
$b'(\theta) = E(Y)$	θ	$\pi = \frac{e^\theta}{1 + e^\theta}$
$b''(\theta) = V(\mu)$	1	$\pi(1 - \pi)$
$\text{Var}(Y)$	σ^2	$\frac{\pi(1 - \pi)}{m}$

4.2.1 Modelo Normal

Sejam n respostas independentes $Y_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ onde,

$$\mu_i = \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j.$$

O modelo é considerado um modelo linear generalizado, pois:

- As observações da variável resposta são independentes;

A distribuição desta variável é pertencente à família exponencial, com $\theta_i = \mu_i$,

$$\phi = \sigma^2 \text{ e } \omega = 1;$$

- O valor esperado μ_i está relacionado com o preditor linear η_i através da relação $\mu_i = \eta_i$. A função de ligação por sua vez é a identidade.

O modelo pressupõe variância constante. Porém em muitos casos é necessário estabilizar a variância da variável resposta e uma transformação comumente usada é a logarítmica, possível de se aplicar se a variável for positiva. Logo, teremos a seguinte relação:

$$\eta_i = \ln E(Y_i).$$

4.2.2 Modelo logístico

Sejam n respostas independentes $Y_i \sim B(1, \pi_i)$, teremos

$$f(y_i|\pi_i) = \pi_i^{y_i}(1 - \pi_i)^{1-y_i}, \quad y_i = 0,1.$$

com $E(Y_i) = \pi_i$, tem-se que para este modelo a função de ligação canônica é a logito.

Logo, $\theta_i = \ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right)$. A probabilidade associada ao sucesso será:

$$\pi_i = \frac{\exp(X_i^T \beta)}{1 + \exp(X_i^T \beta)}.$$

A distribuição acumulada para representar o sucesso é denominada Função de distribuição acumulada logística:

$$F(x) = \frac{\exp(x)}{1 + \exp(x)}, \quad F: \mathbb{R} \rightarrow [0,1].$$

Por este motivo o modelo que utiliza a função de ligação logito é conhecido como modelo logístico.

4.3 Método de Máxima Pseudo-Verossimilhança

Considere $Y_1 \dots Y_n$ vetores aleatórios independentes e identicamente distribuídos segundo uma distribuição de probabilidade $f(y; \theta)$, e caracterizada pelos parâmetros

que se deseja estimar $\theta = (\theta_1 \dots \theta_n)$. Seja $y = y_1 \dots y_n$ um vetor observado na amostra. Então, a função de verossimilhança fica definida por $l(\theta) = \prod_{i \in U} f(y_i; \theta)$ e com a aplicação do log temos a log-verossimilhança dada por $L(\theta) = \sum_{i=1}^n \log[f(y_i, \theta)]$. Assumindo que θ é um número real e que $L(\theta)$ é uma função diferenciável de θ . A solução θ_U do sistema de equações $T = \sum_{i \in U} u_i(\theta) = 0$, onde $u_i(\theta) = \frac{\partial \log[f(y_i; \theta)]}{\partial \theta}$ nos fornece o estimador de Máxima Verossimilhança (MV) de θ , se estivermos trabalhando com um censo. Entretanto, se estivermos trabalhando com uma amostra, este estimador desempenha um papel importante nesta abordagem inferencial, por constituir-se num pseudo-parâmetro que traz consigo informações do plano amostral. Em geral o tamanho da amostra é grande, com isto, um estimador adequado para θ_U em geral se torna adequado para θ . Define-se então o estimador de Máxima Pseudo-Verossimilhança $\hat{\theta}_{MPV}$ de θ_U (e conseqüentemente de θ) como a solução das equações de Pseudo-Verossimilhança dadas por:

$$\hat{T} = \sum_{i \in S} w_i u_i(\theta) = 0.$$

A partir da linearização de Taylor e da consideração dos resultados de Binder (1983), obtém-se a variância de aleatorização assintótica do estimador $\hat{\theta}_{MPV}$ e seu estimador correspondente, dados respectivamente por:

$$V_p(\hat{\theta}_{MPV}) \cong [J(\theta_U)]^{-1} V_p \left[\sum_{i \in S} w_i u_i(\theta_U) \right] [J(\theta_U)]^{-1}$$

e

$$\hat{V}_p(\hat{\theta}_{MPV}) = [J(\hat{\theta}_{MPV})]^{-1} V_p \left[\sum_{i \in S} w_i u_i(\hat{\theta}_{MPV}) \right] [J(\hat{\theta}_{MPV})]^{-1}$$

onde

$$J(\theta_U) = \frac{\partial T(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\theta_U} = \sum_{i \in S} \frac{\partial u_i(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\theta_U},$$

$$\hat{J}(\hat{\theta}_{MPV}) = \frac{\partial T(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\hat{\theta}_{MPV}} = \sum_{i \in S} \frac{\partial u_i(\theta)}{\partial \theta} \Big|_{\theta=\hat{\theta}_{MPV}},$$

$V_p[\sum_{i \in S} w_i u_i(\theta_U)]$ é a matriz de variância (de aleatorização) do estimador do total populacional dos escores e $V_p[\sum_{i \in S} w_i u_i(\hat{\theta}_{MPV})]$ é um estimador consistente para esta variância. Binder (1983) mostrou que a distribuição assintótica de $\hat{\theta}_{MPV}$ é Normal Multivariada, desta forma temos que

$$[\hat{V}_p(\hat{\theta}_{MPV})]^{-1/2} (\hat{\theta}_{MPV} - \theta_U) \sim NM(0, I).$$

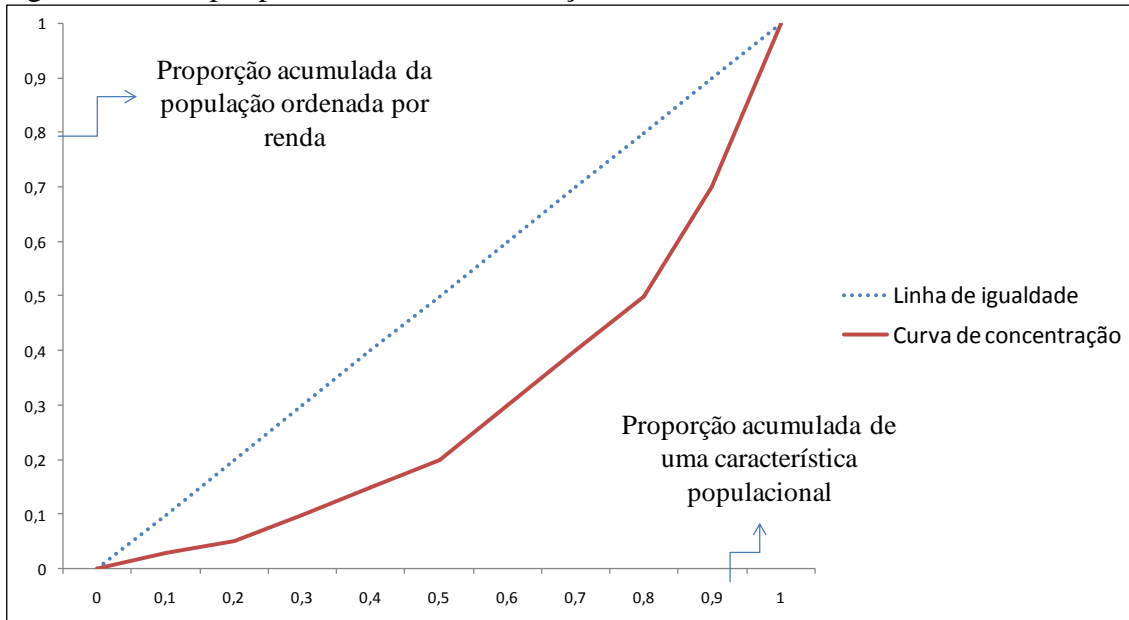
A partir deste resultado temos base para a inferência sobre θ_U ou θ em grandes amostras.

4.4 Curva de concentração

A curva de concentração é um gráfico que informa o grau de desigualdade em uma variável de interesse, dado uma variável socioeconômica. A curva plota o percentual cumulativo da variável de interesse (no eixo y) contra o percentual cumulativo da população, ordenada por uma variável socioeconômica, começando pelos mais pobres, e terminando com os mais ricos (no eixo x). A partir da figura 3, observa-se que há uma desigualdade no acúmulo de uma determinada característica, na medida

em temos uma melhor condição socioeconômica. Quanto maior a distância da curva plotada da linha de igualdade maior será a desigualdade.

Figura 3 - Exemplo para curva de concentração.



4.5 Índice de concentração

O índice de concentração (Kakwani, 1977, 1980) é uma medida resumo associada a curva de concentração. A partir dele podemos o nível de desigualdade associado a uma variável de interesse. Seu valor está dentro do intervalo $[-1,1]$ e com base nesses valores podemos comparar países, regiões e qualquer outro grupo no qual a variável de interesse possa ser coletada.

Sua definição se dá pelo dobro da área formada entre a curva de igualdade ($y = x$) e a curva de concentração.

$$C = 1 - 2 \int_0^1 L_h(P) dp,$$

onde $L_h(p)$ é a curva de concentração. Porém, utilizar esta fórmula quando se dispõe de uma base de dados pode tornar o seu uso mais trabalhoso. Desta forma, pode se adotar a fórmula conhecida como “*convenient covariance*” que possui maior eficiência computacional (Jenkins 1988; Kakwani 1980; Lerman e Yitzhaki 1989),

$$C = \frac{2}{\mu} * \text{Cov}(h, r),$$

onde μ é a média do desfecho “h” e $\text{Cov}(h, r)$ a covariância entre o desfecho com o rank proporcional dos indivíduos, dado pela renda.

A interpretação que se faz quando a curva de concentração é igual a curva de igualdade é da ausência de desigualdade pelo fator socioeconômico analisado, e o valor do índice é zero. O índice assume valor negativo se a variável estudada gera uma curva de concentração acima da linha de igualdade, indicando um favorecimento para os pobres.

O índice de concentração é invariante a medidas e multiplicações feitas na variável de desfecho. Porém, o índice não é invariante a qualquer transformação linear. Adições feitas na variável resposta alteram o valor do índice. Porém, não se faz necessário na maioria dos casos esse tipo de transformação (O’Donnell et al., 2008).

Wagstaff et. al (2003) demonstram a possibilidade de se decompor a desigualdade relacionada à renda para uma variável de saúde em j fatores, desde que esta variável possa ser escrita como combinação linear de j variáveis explicativas, na seguinte forma:

$$h_i = \alpha + \sum_j \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i,$$

onde h_i é a resposta para a variável h do indivíduo i e β_j representa os coeficientes da regressão para as diferentes variáveis explicativas (x_j), dentre as quais está inserido o

rank da renda. A obtenção dos β_j se dá por meio dos mínimos quadrados generalizados, por uso da função de ligação logito.

A obtenção do índice de concentração por meio da decomposição se dá na seguinte forma:

$$C = \sum_j (\beta_j \bar{x}_j / \mu) C_j + GC_\varepsilon / \mu,$$

onde μ é a média da variável de saúde (h), \bar{x}_j e C_j representam a média e o índice de concentração ($C_j = \frac{2}{\bar{x}_j} * \text{Cov}(x_j, r)$), respectivamente, para cada variável explicativa e GC_ε é o índice de concentração generalizado para o termo do erro (ε), obtido pela subtração do índice de concentração pela soma da contribuição das variáveis explicativas.

As diferentes parcelas $(\beta_j \bar{x}_j / \mu) C_j$ representam a contribuição bruta de cada fator j no índice de concentração (C), ou seja, de cada variável que entrou inicialmente no modelo de regressão linear para descrever a variável de saúde (h). Cabe ressaltar que a parcela $(\beta_j \bar{x}_j / \mu)$ pode ser interpretada como o impacto da variável j no desfecho e que a parcela C_j pode ser interpretada como o grau de desigualdade da variável j nos diferentes níveis da variável socioeconômica.

4.5.1 Variância e inferência para o índice de concentração

Por se utilizar uma base de dados de uma pesquisa que utiliza estratificação e conglomeração necessita-se de um método para estimação dos erros que considera a variação e o desenho amostral. Não se pode utilizar o erro padrão obtido para o coeficiente de regressão, uma vez que este não é capaz de representar a variabilidade da

variável de saúde (h_i). Desta forma utiliza-se uma aproximação para a variância de C a partir do método de replicação amostral Bootstrap. As inferências são construídas a partir de uma aproximação normal com um nível de significância de 5%.

4.5.1.1 Bootstrap

Esta técnica foi desenvolvida por Efron (1979) e visa, por meio da replicação amostral, estimar a variância de um estimador, por meio de sua variabilidade entre as B diferentes amostras obtidas.

O processo se constitui pela seleção aleatória com reposição de m unidades primárias de amostragem (UPA) em diferentes h estratos da amostra. O total m_h selecionado será correspondente ao atual n_h (número de unidades primárias em um dado estrato h). Em seguida, são computadas nas diferentes B amostras a estatística de interesse para então se tomar o valor da variância da mesma por meio da expressão:

$$\frac{\sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_b - \hat{\theta}_{b*})^2}{B - 1},$$

onde $\hat{\theta}_{b*} = \frac{1}{n} \sum_b \hat{\theta}_b$.

Com base neste resultado observamos o atrativo que o método possui em comparação com a *Linearização de Taylor*, onde para cada estimador e delineamento precisamos obter, por meio de uma solução analítica, uma expressão diferente em cada estatística de interesse. A metodologia de análise, no Bootstrap, se mantém para diferentes delineamentos e em quase todos os tipos de estatísticas.

5 ASPECTOS ÉTICOS

Os dados utilizados nessa pesquisa são provenientes de base de dados secundários, na qual não há identificação dos nomes dos sujeitos. Essa pesquisa foi submetida ao Comitê de Ética em Pesquisa da Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca (CEP/ENSP), da Fundação Oswaldo Cruz.

O parecer de número 19/2012 foi concedido na data 28/12/2012.

6 RESULTADOS

6.1 Brasil

As amostras resultantes do filtro que selecionou as mulheres de 50 a 69 anos que responderam a pergunta sobre a realização de mamografia são de 27221 (2003) e 31138 (2008), que representam em relação ao total da população 7,3% e 8,2%, respectivamente (Tabela 1).

No Brasil, de 2003 para 2008, para as mulheres de 50 a 69 anos, observam-se aumentos nos percentuais de realização de mamografia nos dois últimos anos (de 46,1% para 53,7%), na média de anos de estudo (de 4,6 anos para 5,5 anos) e na renda domiciliar per capita, que obteve aumento acima da inflação acumulada no período (531 - 829) *. As demais características estudadas apresentam pouca mudança em relação a 2003, são elas: cobertura por plano privado de saúde (de 31,5% para 30,4%), residentes em área urbana (de 85,5% para 85,7%) e idade média de (de 58,1 para 58,0). O percentual de mulheres residentes em domicílios cadastrados no programa de saúde da família (PSF) é de 48,5%, característica presente, somente, no questionário da pesquisa a partir 2008 (Tabela 2).

Com relação ao índice e curva de concentração o Figura 4 e a Tabela 3 mostram uma redução na desigualdade relacionada à renda. O índice que registrava 0,236, em 2003, registrou 0,175, em 2008, apresentando uma redução de 25,8%. A partir de sua decomposição observa-se que o sentido da contribuição dos fatores se mantém o

* A inflação acumulada no período de setembro de 2003 a setembro de 2008 foi de 28,0%.

mesmo, idade contribuindo a favor das mulheres mais pobres e as demais características contribuindo a favor das mais ricas. Além do sentido (pro-pobre ou pro-rico), destacam-se as diferenças não significativas, no período, da contribuição de fatores como idade (de -0,002 para -0,001), renda (de 0,050 para 0,038) e região de residência (de 0,018 para 0,016). A diferença entre os demais fatores se mostra significativa, pela não intersecção de seus intervalos de confiança (Figura 5), e são esses: anos de estudo (de 0,054 para 0,042), setor de residência urbano (de 0,015 para 0,008) e plano privado de saúde (de 0,054 para 0,036).

No período, os fatores anos de estudo, renda domiciliar per capita e cobertura por plano privado de saúde se mostram como os maiores descritores do índice de desigualdade (Figura 6). A contribuição conjunta dos três fatores está em torno de 65% em ambos os anos.

Tabela 1 - População total, tamanho da amostra e seu valor expandido (mulheres de 50 a 69 anos) e seu percentual em relação à população total, Brasil – 2003 e 2008.

UFs	População Total (1)		Mulheres de 50 a 69 anos					
			N amostral (2)		N expandido (3)		% em relação à população total: (3)/(1)	
	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008
Brasil	175987612	189952795	27221	31138	12939470	15615222	7,35	8,22

Tabela 2 - Características das mulheres de 50 a 69 anos segundo UFs, regiões e Brasil – 2003 e 2008.

Brasil	Mulheres de 50 a 69 anos													
	% de mamografias realizadas nos últimos 2 anos		% de Residentes em setor urbano		% Cobertura domiciliar pelo PSF		% Cobertura por plano de saúde		Renda média domiciliar per capita		Idade média		Média de anos de estudo	
	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008
	46,1	53,7	85,5	85,7	48,5	31,5	30,4	531,2	828,9	58,1	58	4,6	5,5	

Figura 4 - Curvas de concentração para a realização de exames de mamografias nos dois últimos anos por mulheres de 50 a 69 anos, Brasil - 2003 e 2008.

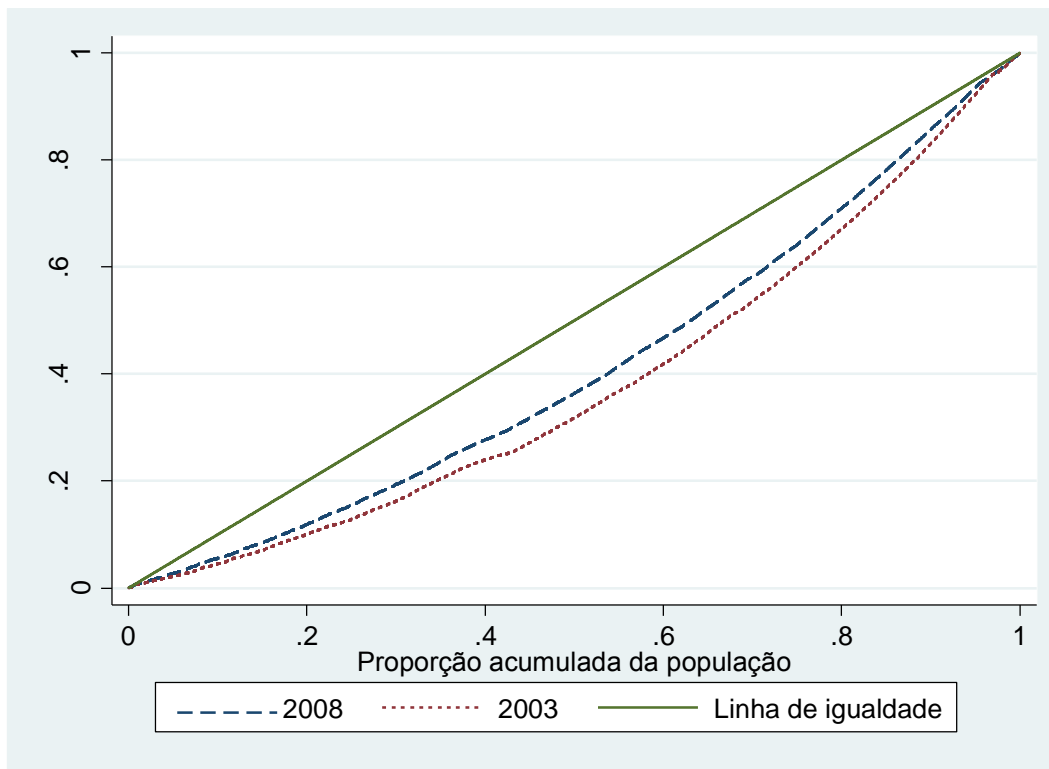


Tabela 3 - Índices de concentração para a realização do exame de mamografia, Brasil - 2003 e 2008.

Variáveis	2003					2008				
	Índice	Erro padrão	P-valor	Intervalo de confiança 95%		Índice	Erro padrão	P-valor	Intervalo de confiança 95%	
Anos de estudo	0,054	0,003	0,000	0,049	0,059	0,042	0,002	0,000	0,039	0,046
Setor urbano	0,015	0,001	0,000	0,013	0,017	0,008	0,001	0,000	0,007	0,009
Idade	-0,002	0,000	0,000	-0,003	-0,001	-0,001	0,000	0,000	-0,002	-0,001
Renda	0,050	0,007	0,000	0,037	0,064	0,038	0,005	0,000	0,028	0,048
Plano	0,054	0,002	0,000	0,050	0,059	0,036	0,002	0,000	0,032	0,039
PSF	0,002	0,001	0,002	0,001	0,003
Região	0,018	0,001	0,000	0,016	0,020	0,016	0,001	0,000	0,014	0,017
Resíduo	0,036					0,023				
Total	0,236	0,004	0,000	0,229	0,243	0,175	0,003	0,000	0,170	0,180

Figura 5 - Contribuição absoluta dos fatores no índice de concentração, Brasil – 2003 e 2008.

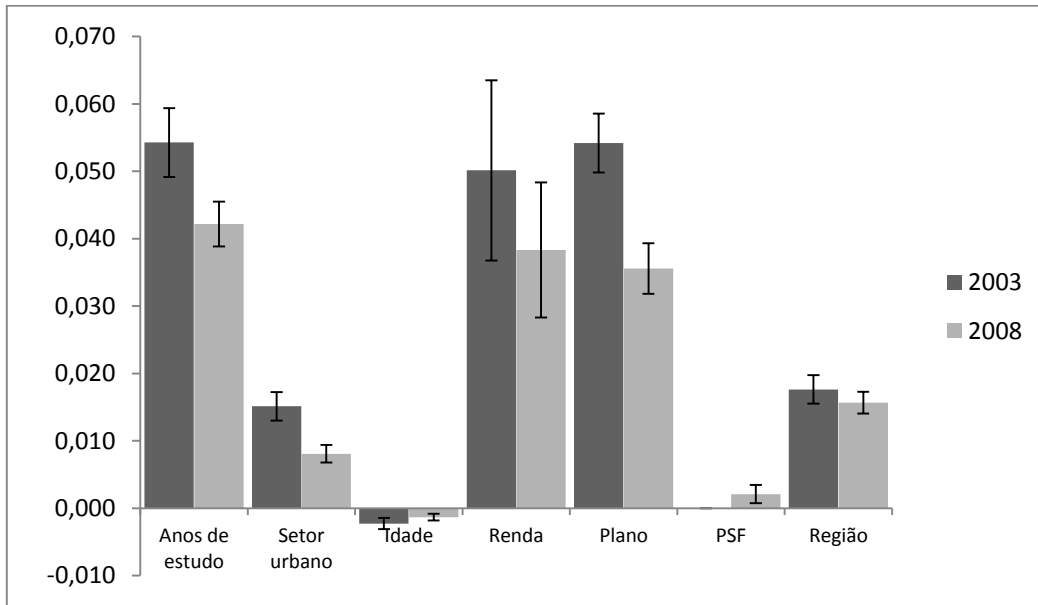
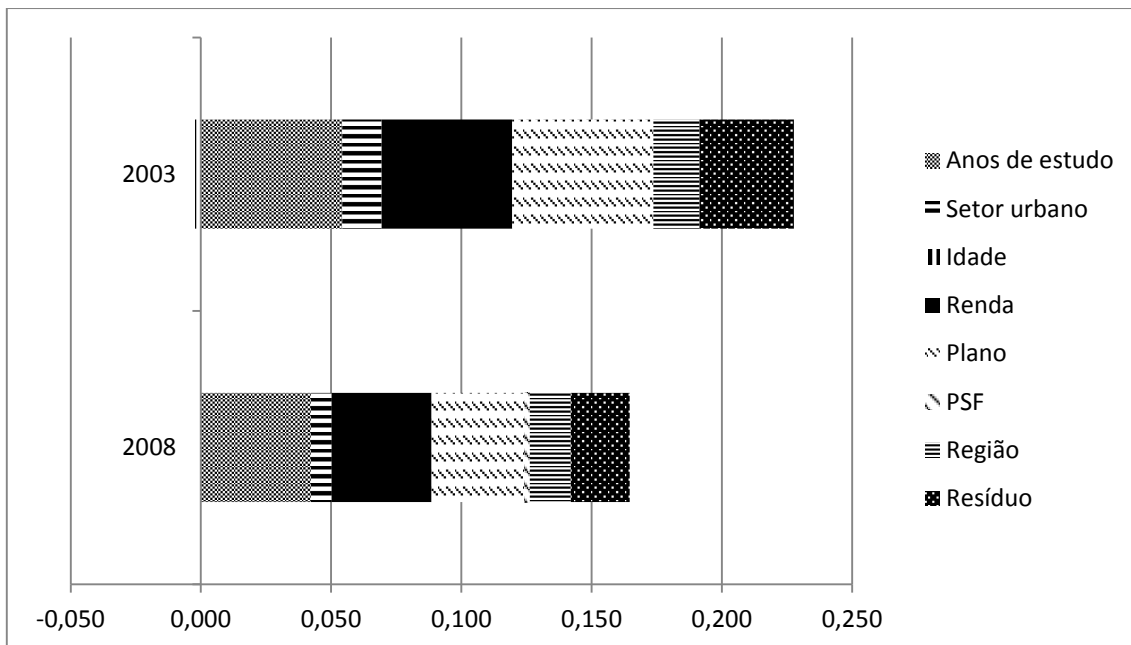


Figura 6 - Decomposição do índice de concentração pelos fatores de análise, Brasil – 2003 e 2008.



6.2 Regiões

A partir da Tabela 4 observa-se que a distribuição regional das mulheres que compõem a amostra é praticamente a mesma entre os dois anos, com sudeste em torno de 43%, nordeste em torno de 28%, sul em torno de 15%, centro oeste e norte em torno de 7%. O destaque se dá pela diminuição de 1,5% na região sudeste e aumento de 2,1% na região norte.

Dentro de cada uma das regiões são observados aumentos no percentual dessas mulheres. Além disto, notam-se distribuições, destes percentuais, semelhantes entre sudeste e sul e entre nordeste e centro oeste. A região norte se diferencia das demais por ter apenas 5,5% de mulheres na faixa de 50 a 69 anos.

Dentre as características estudadas para todas as regiões são registrados aumentos no percentual de mamografias realizadas, na renda domiciliar per capita e média de anos de estudo. Dentre as demais características observam-se mudanças abruptas na região norte, ressalta-se que com a exceção do Tocantins os demais estados não possuíam em sua amostra setores rurais em 2003 (Tabela 5).

A tendência observada para o índice de concentração no período é de queda em todas as regiões, com exceção da norte e da centro oeste, onde os intervalos de confiança de cada ano se interseccionam (Figura 7). As quedas significativas são observadas no sul (-35%) e sudeste (-32%) e no nordeste (-13%) (Tabela 6). Apesar do comportamento no período, o índice de concentração mostra uma persistência da desigualdade a favor dos que possuem mais renda em todas as regiões. Quanto a decomposição dos fatores, em todos eles registram-se, com exceção da idade, desigualdade na realização de mamografia a favor das mulheres mais ricas.

Ressalta-se a predominância dos fatores anos de estudo, renda domiciliar per capita e cobertura por plano privado de saúde na composição do índice, o peso destes três fatores, somados, está em torno de 65% na região norte e nordeste, nas demais varia de 75% a 85%. Com o pequeno peso dos demais fatores, que somados atingem a maior participação no nordeste em 2008 (10%), observa-se que o ajuste foi melhor nas regiões sudeste, sul e centro oeste. Ressalta-se que o peso do resíduo diminuiu consideravelmente em todas as regiões em 2008 (Figura 8).

Tabela 4 - População total, tamanho da amostra e seu valor expandido (mulheres de 50 a 69 anos) e seu percentual em relação à população total, regiões – 2003 e 2008.

Regiões	População (1)		Mulheres de 50 a 69 anos							
			N amostral (2)		N expandido (3)		% em relação à população da região: (3)/(1)		Distribuição da população por região	
	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2013	2018
Norte	10600882	15326541	2202	2920	521012	842452	4,91	5,5	6,0	8,1
Nordeste	49950695	53493060	8195	9310	3237887	3897783	6,48	7,29	28,4	28,2
Sudeste	76499625	79799766	9284	10405	6240490	7283188	8,16	9,13	43,5	42,0
Sul	26366154	27556230	4931	5405	2154352	2606235	8,17	9,46	15,0	14,5
Centro	12570256	13777198	2609	3098	785729	985564	6,25	7,15	7,1	7,3
Oeste										
Total	175987612	189952795	27221	31138	12939470	15615222	7,4	8,2	100	100

Tabela 5- Características das mulheres de 50 a 69 anos segundo UFs, regiões – 2003 e 2008.

Regiões	Mulheres de 50 a 69 anos													
	% de mamografias realizadas nos últimos 2 anos		% de Residentes em setor urbano		% Cobertura domiciliar pelo PSF		% Cobertura por plano de saúde		Renda média domiciliar per capita		Idade média		Média de anos de estudo	
	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008
Norte	30,2	34,7	95,7	78,6	.	53,6	22,2	17,3	361,0	539,6	57,8	57,8	4,3	4,7
Nordeste	30,0	39,5	71,8	74,4	.	66,5	16,9	17,3	306,3	531,2	58,3	58,3	3,2	4,2
Sudeste	56,0	63,3	92,9	93,4	.	36,4	39,0	37,5	640,3	953,6	58,0	58,0	5,3	6,1
Sul	44,8	54,7	81,9	82,4	.	52,8	33,1	33,4	588,5	953,1	58,2	57,9	5,1	5,8
Centro	47,7	52,0	86,4	87,7	.	51,3	33,9	32,8	560,2	1004,1	57,9	57,7	4,7	5,6
Oeste														

Tabela 6 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.

Regiões	Variáveis	2003					2008				
		Índice	Erro padrão	P-valor	Intervalo de confiança 95%		Índice	Erro padrão	P-valor	Intervalo de confiança 95%	
Norte	Anos de estudo	0,067	0,009	0,000	0,049	0,085	0,066	0,008	0,000	0,049	0,082
	Setor urbano	0,004	0,003	0,155	-0,001	0,009	0,009	0,003	0,001	0,004	0,015
	Idade	-0,006	0,003	0,032	-0,011	0,000	-0,003	0,001	0,030	-0,006	0,000
	Renda	0,056	0,019	0,003	0,019	0,094	0,053	0,017	0,002	0,020	0,086
	Plano	0,056	0,008	0,000	0,039	0,072	0,039	0,007	0,000	0,025	0,054
	PSF	,	,	,	,	,	0,005	0,002	0,014	0,001	0,009
	Resíduo	0,100					0,062				
	Total		0,285	0,022	0,000	0,242	0,328	0,244	0,014	0,000	0,216
Nordeste	Anos de estudo	0,065	0,005	0,000	0,055	0,075	0,053	0,004	0,000	0,045	0,060
	Setor urbano	0,026	0,003	0,000	0,020	0,032	0,016	0,002	0,000	0,013	0,020
	Idade	-0,015	0,002	0,000	-0,018	-0,011	-0,008	0,001	0,000	-0,011	-0,006
	Renda	0,057	0,012	0,000	0,033	0,081	0,059	0,011	0,000	0,038	0,081
	Plano	0,059	0,004	0,000	0,050	0,067	0,039	0,003	0,000	0,033	0,046
	PSF	,	,	,	,	,	0,006	0,001	0,000	0,003	0,009
	Resíduo	0,065					0,031				
	Total		0,272	0,010	0,000	0,253	0,292	0,211	0,009	0,000	0,194
Sudeste	Anos de estudo	0,042	0,004	0,000	0,033	0,050	0,030	0,003	0,000	0,025	0,035
	Setor urbano	0,007	0,001	0,000	0,005	0,009	0,002	0,001	0,000	0,001	0,003
	Idade	0,000	0,001	0,371	-0,002	0,001	0,000*	0,000	0,544	-0,001	0,001
	Renda	0,041	0,009	0,000	0,023	0,059	0,030	0,008	0,000	0,015	0,045
	Plano	0,049	0,003	0,000	0,042	0,055	0,027	0,002	0,000	0,023	0,032
	PSF	,	,	0,000	,	,	-0,001	0,001	0,481	-0,002	0,001
	Resíduo	0,023					0,017				
	Total		0,166	0,006	0,000	0,155	0,177	0,113	0,004	0,000	0,105
Sul	Anos de estudo	0,044	0,006	0,000	0,031	0,056	0,042	0,005	0,000	0,031	0,052
	Setor urbano	0,008	0,002	0,000	0,005	0,012	0,004	0,001	0,001	0,002	0,006
	Idade	-0,001	0,001	0,441	-0,003	0,001	-0,002	0,001	0,004	-0,003	-0,001
	Renda	0,078	0,016	0,000	0,046	0,110	0,045	0,016	0,006	0,013	0,077
	Plano	0,051	0,005	0,000	0,042	0,061	0,031	0,004	0,000	0,023	0,039
	PSF	,	,	0,000	,	,	0,000	0,001	0,968	-0,002	0,002
	Resíduo	0,037					0,016				
	Total		0,228	0,011	0,000	0,207	0,250	0,147	0,008	0,000	0,131

Continua

Tabela 6 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008. (Continuação)

Regiões	Variáveis	2003				2008			
		Índice	Erro padrão	P-valor	Intervalo de confiança 95%	Índice	Erro padrão	P-valor	Intervalo de confiança 95%
Centro Oeste	Anos de estudo	0,059	0,008	0,000	0,044 0,075	0,042	0,007	0,000	0,028 0,056
	Setor urbano	0,007	0,002	0,001	0,003 0,011	0,003	0,001	0,002	0,001 0,005
	Idade	0,000	0,001	0,000	-0,003 0,002	0,000	0,001	0,823	-0,001 0,001
	Renda	0,080	0,020	0,000	0,041 0,118	0,051	0,021	0,014	0,010 0,092
	Plano	0,041	0,006	0,000	0,030 0,053	0,049	0,005	0,000	0,038 0,059
	PSF	0,198	0,016	0,000	0,166 0,229	0,007	0,002	0,001	0,003 0,011
	Resíduo	0,016				0,024			
	Total		0,214	0,012	0,000	0,191 0,237	0,186	0,010	0,000

Figura 7 - Índice de concentração, regiões – 2003 e 2008.

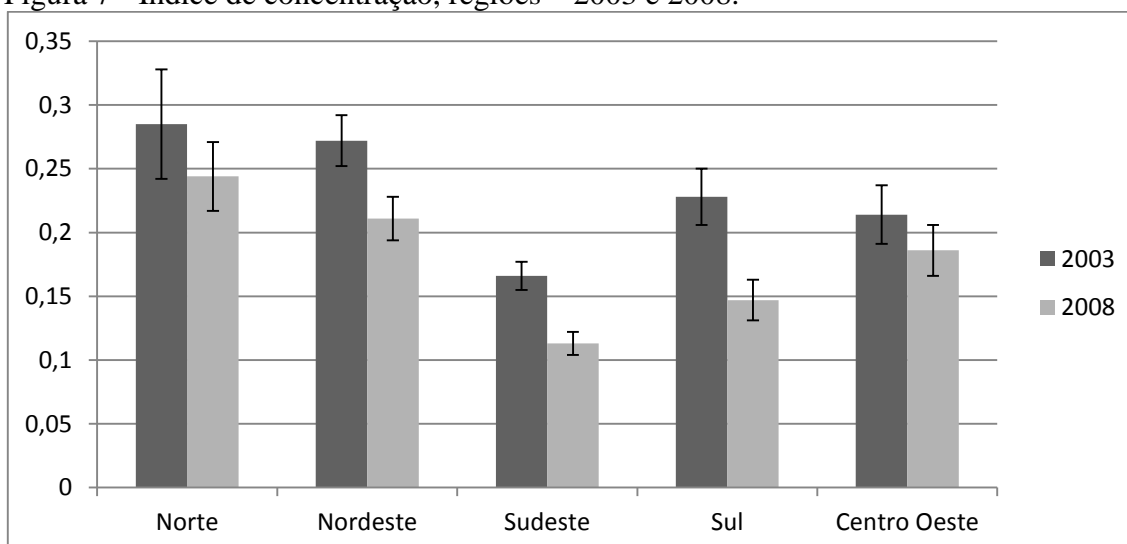
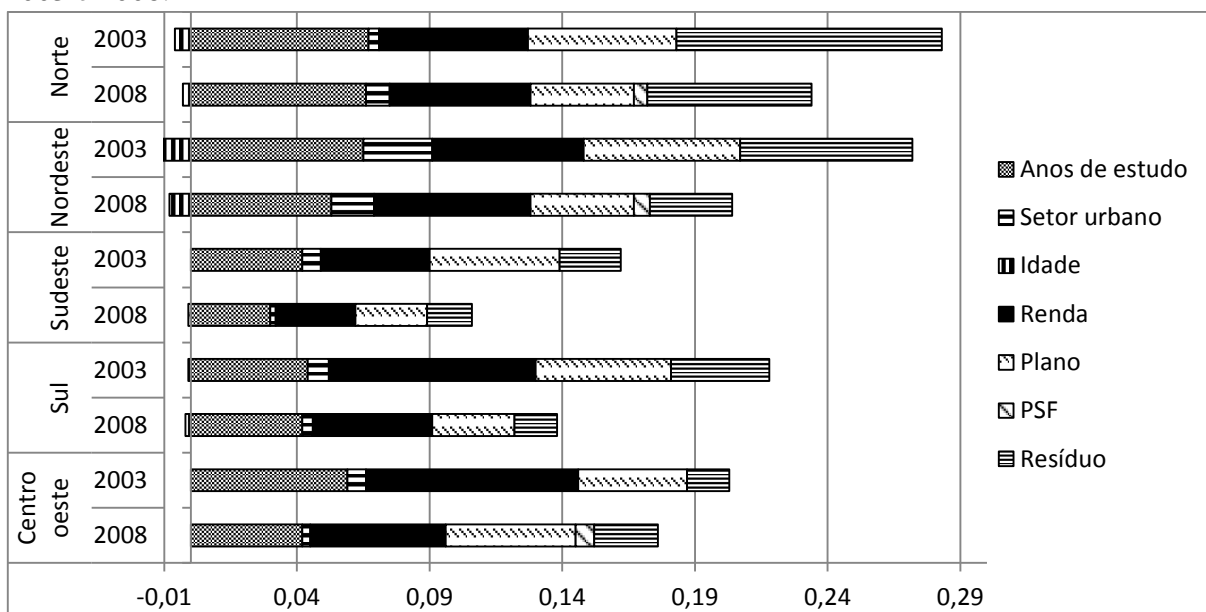


Figura 8 - Decomposição do índice de concentração pelos fatores de análise, regiões – 2003 e 2008.



6.3 Unidades da federação

Com exceção do Mato Grosso do Sul, que registrou um decréscimo de 1%, todas as Ufs registraram aumento relativo no percentual de mulheres com 59 a 69 anos. A partir da Tabela 7 podemos observar que as Ufs com maiores crescimentos são: Roraima (4,5%), Sergipe (2,7%) e Pará (2,5%). Destacam-se os menores ritmos de crescimento nas Ufs: Alagoas (0,05%), Rio de Janeiro (0,06%) e Paraíba (0,07%).

O percentual de mulheres de 50 a 69 anos que realizaram exame de mamografia nos últimos dois anos aumentou em todas as Ufs (Tabela 8). Os maiores aumentos relativos no período estão na UF do Maranhão (50%), Tocantins (47%) e Sergipe (38%). As Ufs que registraram os menores aumentos são: Acre (2%) Distrito Federal (5%) e Amapá (9%). As demais UFs obtiveram aumentos que variam de 10% (Pará) até 36% (Alagoas).

A cobertura domiciliar pelo PSF, em 2008, registra os maiores valores nas Ufs da Paraíba (86%), Mato Grosso do Sul (76%) e Santa Catarina (74,8%). Na outra ponta observam-se com as menores coberturas o Distrito Federal (13%), Rio de Janeiro (18%) e Amapá (27%) (Tabela 8).

A renda domiciliar per capita e a média de anos de estudo registraram aumento em todas as Ufs, com exceção do Amapá. Nesta última característica ressaltam-se os aumentos relativos observados nas Ufs do Tocantins (48%), Maranhão (48%) e Piauí (46%). A idade média apresentou um comportamento estável em todas UFs no período 2003 - 2008.

Durante o período, os estados, com exceção do Acre, do Amapá e do Mato Grosso, registraram uma diminuição no índice de concentração. Ressalta-se a predominância dos fatores Escolaridade, Renda domiciliar per capita e Cobertura por

plano de saúde na composição do mesmo, em todas as UFs. Com a estratificação regional no nível de UF há uma diminuição da amostra e o impacto disto se verifica no grande número de fatores que não possuem significância (p -valor $< 0,05$). Neste contexto, o estado de Roraima não obteve um p -valor abaixo de 0,05 nem mesmo para o índice de concentração, em 2003 e 2008 (Tabela 9).

Entre as UFs os índices, em 2003, variam de 0,127 (São Paulo) a 0,358 (Rio Gr. Norte). Em 2008 variam de 0,078 (São Paulo) a 0,367 (Amapá). Notam-se diferenças menores entre os índices das UFs, assim, como seus intervalos de confiança. Se considerarmos a ordenação das UFs por seus respectivos índices de concentração em cada ano, teremos um panorama comparativo entre elas, um ranqueamento. Destacam-se os estados de São Paulo que permanece com o menor índice em todo o período, estando em primeiro em ambos os anos. Os estados que se destacaram avançando posições neste ranque são: Rio Grande do Sul (12), Pernambuco (10), Maranhão (10), Sergipe (6), Mato Grosso do Sul (6) e Amazonas (6). Os estados que mais perderam posições são: Acre (13), Amapá (13), Goiás (10), Mato Grosso (8) e Bahia (7) Figura 9 e Figura 10.

Com a estratificação a nível dos estados, muitos fatores deixam de ser significativos no modelo múltiplo e em algumas UFs é possível obter todos eles com um p -valor abaixo de 0,05, como no caso dos estados do Ceará, da Paraíba, de Minas Gerais, de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul, em 2003. Em 2008 isto não se verifica em nenhuma UF

A partir da Figura 11 e Figura 12 observa-se que os ajustes apresentam menor precisão nos estados do norte e em alguns do nordeste, em ambos os anos. Porém, os pesos dos resíduos na composição dos índices de concentração reduzem em 2008.

Tabela 7 - População total, tamanho da amostra e seu valor expandido (mulheres de 50 a 69 anos) e seu percentual em relação à população total, UFs – 2003 e 2008.

UFs	População Total (1)		Mulheres de 50 a 69 anos					
			N amostral (2)		N expandido (3)		% em relação à população total: (3)/(1)	
	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008
Rondônia	981461	1518809	223	374	48571	90526	5,0	6,0
Acre	418371	691937	141	201	21259	34580	5,1	5,0
Amazonas	2367418	3398611	343	474	103410	172495	4,4	5,1
Roraima	292731	421037	56	99	8969	18957	3,1	4,5
Pará	4776846	7367487	1018	1272	246132	408771	5,2	5,6
Amapá	506707	625650	105	120	22642	30891	4,5	4,9
Tocantins	1257348	1303010	316	380	70029	86232	5,6	6,6
Maranhão	5956250	6400012	428	447	345902	392587	5,8	6,1
Piauí	2953632	3164017	414	451	212513	247531	7,2	7,8
Ceará	7880300	8472231	1596	1818	533413	622207	6,8	7,3
Rio Gr. Norte	2929424	3153359	407	474	193296	223491	6,6	7,1
Paraíba	3546394	3794080	518	623	250651	310587	7,1	8,2
Pernambuco	8252392	8745133	1833	2056	560872	679186	6,8	7,8
Alagoas	2952994	3173421	396	390	183060	218666	6,2	6,9
Sergipe	1908120	2029721	334	417	109071	137234	5,7	6,8
Bahia	13571189	14561086	2269	2634	849109	1066294	6,3	7,3
Minas Gerais	18799337	19903636	2829	3130	1457096	1721704	7,8	8,7
Espírito Santo	3307095	3447503	482	573	229302	273161	6,9	7,9
Rio de Janeiro	15060467	15684755	2420	2780	1489205	1648485	9,9	10,5
São Paulo	39332726	40763872	3553	3922	3064887	3639838	7,8	8,9
Paraná	10034526	10604819	1506	1702	780773	954740	7,8	9,0
Santa Catarina	5700493	6091251	741	864	423850	565724	7,4	9,3
Rio Gr. Sul	10631135	10860160	2684	2839	949729	1085771	8,9	10,0
Mato Gr. Sul	2203774	2371865	444	589	144060	183391	6,5	7,7
Mato Gr.	2705972	3009571	436	509	138321	196547	5,1	6,5
Goias	5419182	5869876	1079	1216	365171	429322	6,7	7,3
Distrito Federal	2241328	2525886	650	784	138177	176304	6,2	7,0

Tabela 8 - Características das mulheres de 50 a 69 anos segundo UFs, UFs – 2003 e 2008.

Unidade da federação	Mulheres de 50 a 69 anos													
	% de mamografias realizadas		% de Residentes em setor urbano		% Cobertura domiciliar pelo PSF		% Cobertura por plano de saúde		Renda média domiciliar per capita		Idade média		Média de anos de estudo	
	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008	2003	2008
Rondônia	28,2	34,2	100	69,2	.	50,8	25,1	20	370	604	58,1	57,1	3,8	4,1
Acre	29,8	30,4	100	81	.	45,3	21,3	19,8	504	648	57,8	57,6	4,1	4,8
Amazonas	41,4	46,1	100	86,6	.	50,2	21,3	15,3	397	580	57,7	57,7	4,9	5,6
Roraima	33,9	39,6	100	78,6	.	53,1	12,5	14,6	347	522	57,6	57,1	3,9	4,5
Pará	28,8	31,7	100	77,5	.	49,7	26,3	18,3	345	515	57,7	58,1	4,5	4,7
Amapá	33,3	36,3	100	98	.	27,3	24,8	9,1	410	454	57,4	56,9	5,1	5
Tocantins	18,4	27,1	68	70	.	94,7	7,6	16,8	296	497	57,9	58,2	2,7	4
Maranhão	22,2	33,3	67,5	71,1	.	64,2	8,2	8,5	237	433	57,9	58,3	2,5	3,7
Piauí	26,1	38,4	62,8	66,1	.	84,9	14,5	20	253	570	58,3	58,4	2,6	3,8
Ceará	24,6	33,3	75,8	77	.	62,5	17,7	16,3	288	489	58,3	58,4	3,3	4,4
Rio Gr. Norte	27,5	35,2	77,6	75,1	.	59,9	15	17,1	317	632	58,5	58,5	3,8	4,8
Paraíba	23,9	27,4	77,4	78,8	.	86,4	16,4	17	336	621	58,4	58,2	3,3	4,3
Pernambuco	36,1	43,1	76,7	81	.	70,9	22,5	20,5	342	534	58,4	58,2	3,9	4,7
Alagoas	24,7	33,6	68,4	72,1	.	65,4	10,4	8,5	270	399	58,3	58,4	2,7	3,5
Sergipe	34,7	48	83,5	80,1	.	80,8	21,6	23,7	383	544	57,9	57,9	4	4,8
Bahia	36,3	48	66,4	70,1	.	56,6	18,2	19,6	324	558	58,4	58,2	3,1	4,2
Minas Gerais	46,4	56,4	84,4	87,3	.	66,6	31,6	33,8	460	744	57,9	58,1	4,3	5
Espírito Santo	49,8	60	82,4	81,5	.	62	31,9	29,3	519	837	58,2	57,9	4,8	5,5
Rio de Janeiro	53,3	58,8	97,4	97,5	.	18,2	33,5	35,3	689	1052	58	58,2	6,1	7,1
São Paulo	62,4	68,8	95,6	95,4	.	28,5	45,6	40,8	714	1016	58	57,9	5,3	6,1
Paraná	40,2	52,8	85,2	84,9	.	55,4	28,9	29	526	909	58	57,9	4,5	5,4
Santa Catarina	45,2	51,5	79,6	82,1	.	74,8	30,5	31,5	591	1008	57,8	57,7	4,9	5,7
Rio Gr. Sul	48,4	58	80,1	80,3	.	39	37,6	38,3	639	963	58,4	58	5,6	6,3
Mato Gr. Sul	43,7	51,8	86,9	87,3	.	75,9	41,2	35	504	834	58	57,7	4,1	5,5
Mato Gr.	37,6	43,4	75,5	80,6	.	53,8	28,4	23,6	464	851	57,5	57,4	4,1	5,2
Goias	46,2	48,9	86,4	87,9	.	55,1	29,5	31,7	434	764	58	58	4,2	4,8
Distrito Federal	66,2	69,6	96,6	95,4	.	13,4	43,5	43,2	1057	1933	57,6	57,3	7,3	7,9

Tabela 9 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.

Regiões	Variáveis	2003,000					2008,000				
		Índice	Erro padrão	P-valor	Intervalo de confiança 95%		Índice	Erro padrão	P-valor	Intervalo de confiança 95%	
Rondônia	Anos de estudo	0,020	0,036	0,581	-0,050	0,090	0,072	0,021	0,001	0,030	0,114
	Setor urbano	0,008	0,006	0,195	-0,004	0,020
	Idade	0,000	0,009	0,964	-0,019	0,018	-0,002	0,005	0,724	-0,012	0,008
	Renda	0,081	0,059	0,166	-0,034	0,196	0,066	0,043	0,118	-0,017	0,150
	Plano	0,072	0,029	0,013	0,015	0,129	0,024	0,018	0,179	-0,011	0,058
	PSF	-0,001	0,003	0,674	-0,006	0,004
	Resíduo	0,070					0,044				
	Total		0,243	0,061	0,000	0,123	0,362	0,211	0,045	0,000	0,123
Acre	Anos de estudo	0,146	0,052	0,005	0,044	0,248	0,113	0,050	0,024	0,015	0,211
	Setor urbano	0,031	0,020	0,129	-0,009	0,071
	Idade	-0,007	0,010	0,480	-0,027	0,012	-0,016	0,012	0,185	-0,039	0,008
	Renda	-0,101	0,062	0,104	-0,223	0,021	0,087	0,079	0,271	-0,068	0,242
	Plano	0,103	0,040	0,009	0,025	0,181	0,014	0,036	0,690	-0,056	0,084
	PSF	0,000	0,005	0,972	-0,010	0,010
	Resíduo	0,097					0,099				
	Total		0,237	0,072	0,001	0,097	0,377	0,328	0,061	0,000	0,208
Amazonas	Anos de estudo	0,067	0,022	0,002	0,025	0,109	0,066	0,020	0,001	0,028	0,105
	Setor urbano	0,003	0,004	0,360	-0,004	0,011
	Idade	-0,002	0,005	0,739	-0,012	0,008	-0,001	0,003	0,610	-0,007	0,004
	Renda	0,068	0,038	0,074	-0,007	0,143	0,002	0,028	0,938	-0,052	0,057
	Plano	0,055	0,017	0,001	0,022	0,089	0,027	0,013	0,038	0,001	0,053
	PSF	0,007	0,005	0,159	-0,003	0,016
	Resíduo	0,064					0,019				
	Total		0,253	0,035	0,000	0,185	0,322	0,123	0,029	0,000	0,067
Roraima	Anos de estudo	-0,009	0,059	0,877	-0,124	0,106	0,025	0,025	0,327	-0,025	0,074
	Setor urbano	0,002	0,011	0,830	-0,019	0,024
	Idade	-0,015	0,027	0,571	-0,069	0,038	-0,026	0,021	0,204	-0,067	0,014
	Renda	0,166	0,139	0,231	-0,106	0,438	0,049	0,076	0,516	-0,099	0,198
	Plano	0,031	0,053	0,561	-0,074	0,136	0,092	0,043	0,034	0,007	0,176
	PSF	-0,020	0,017	0,233	-0,054	0,013
	Resíduo	0,012					-0,030				
	Total		0,184	0,112	0,099	-0,034	0,403	0,091	0,073	0,213	-0,052

Continua

Tabela 9 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.(Continuação)

Pará	Anos de estudo	0,067	0,016	0,000	0,037	0,098	0,063	0,013	0,000	0,037	0,089
	Setor urbano	0,009	0,004	0,027	0,001	0,016
	Idade	-0,008	0,005	0,086	-0,018	0,001	-0,002	0,002	0,233	-0,006	0,002
	Renda	0,061	0,037	0,098	-0,011	0,133	0,077	0,029	0,009	0,019	0,134
	Plano	0,058	0,014	0,000	0,030	0,086	0,056	0,010	0,000	0,037	0,075
	PSF	0,006	0,004	0,109	-0,001	0,014
	Resíduo	0,122					0,090				
	Total	0,300	0,028	0,000	0,244	0,355	0,298	0,024	0,000	0,250	0,346
Amapá	Anos de estudo	0,080	0,049	0,102	-0,016	0,176	0,067	0,056	0,232	-0,043	0,176
	Setor urbano	0,003	0,003	0,205	-0,002	0,009
	Idade	0,008	0,015	0,576	-0,021	0,038	-0,001	0,018	0,957	-0,036	0,034
	Renda	0,007	0,084	0,930	-0,157	0,172	0,278	0,104	0,008	0,074	0,482
	Plano	0,043	0,040	0,289	-0,036	0,122	0,006	0,013	0,659	-0,019	0,030
	PSF	0,000	0,013	0,975	-0,025	0,026
	Resíduo	0,101					0,014				
	Total	0,240	0,082	0,004	0,078	0,401	0,367	0,086	0,000	0,198	0,536
Tocantins	Anos de estudo	0,029	0,027	0,278	-0,024	0,082	0,010	0,023	0,667	-0,035	0,055
	Setor urbano	0,007	0,012	0,536	-0,016	0,031	0,022	0,013	0,073	-0,002	0,047
	Idade	-0,011	0,010	0,294	-0,031	0,009	-0,010	0,008	0,185	-0,025	0,005
	Renda	0,118	0,067	0,078	-0,013	0,249	0,079	0,065	0,230	-0,050	0,207
	Plano	0,066	0,019	0,001	0,028	0,105	0,078	0,021	0,000	0,038	0,118
	PSF	-0,001	0,004	0,713	-0,008	0,006
	Resíduo	0,093					0,107				
	Total	0,303	0,071	0,000	0,163	0,444	0,285	0,046	0,000	0,194	0,375
Maranhão	Anos de estudo	0,065	0,021	0,002	0,023	0,106	0,069	0,017	0,000	0,035	0,103
	Setor urbano	0,049	0,023	0,034	0,004	0,095	0,018	0,008	0,029	0,002	0,034
	Idade	-0,010	0,013	0,414	-0,036	0,015	-0,010	0,007	0,117	-0,023	0,003
	Renda	0,073	0,074	0,324	-0,072	0,219	0,150	0,052	0,004	0,049	0,252
	Plano	0,023	0,019	0,223	-0,014	0,061	0,001	0,016	0,940	-0,031	0,033
	PSF	-0,001	0,003	0,762	-0,007	0,005
	Resíduo	0,118					0,021				
	Total	0,318	0,049	0,000	0,223	0,413	0,248	0,038	0,000	0,174	0,323

Continua

Tabela 9 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.(Continuação)

Piauí	Anos de estudo	0,044	0,021	0,031	0,004	0,085	0,012	0,020	0,561	-0,028	0,052
	Setor urbano	0,034	0,014	0,019	0,005	0,062	0,026	0,011	0,023	0,004	0,048
	Idade	-0,024	0,013	0,057	-0,050	0,001	-0,007	0,006	0,242	-0,019	0,005
	Renda	0,081	0,050	0,107	-0,017	0,179	0,146	0,052	0,005	0,044	0,248
	Plano	0,070	0,021	0,001	0,030	0,110	0,054	0,021	0,010	0,013	0,095
	PSF	-0,010	0,006	0,121	-0,022	0,003
	Resíduo	0,113					0,038				
	Total	0,317	0,046	0,000	0,228	0,406	0,258	0,033	0,000	0,193	0,323
Ceará	Anos de estudo	0,059	0,011	0,000	0,038	0,080	0,060	0,009	0,000	0,042	0,077
	Setor urbano	0,022	0,007	0,002	0,008	0,036	0,019	0,005	0,000	0,009	0,029
	Idade	-0,025	0,006	0,000	-0,036	-0,014	-0,012	0,004	0,001	-0,019	-0,005
	Renda	0,104	0,022	0,000	0,060	0,148	0,066	0,027	0,013	0,014	0,119
	Plano	0,072	0,009	0,000	0,055	0,089	0,065	0,009	0,000	0,048	0,083
	PSF	0,005	0,003	0,086	-0,001	0,011
	Resíduo	0,078					0,047				
	Total	0,310	0,023	0,000	0,264	0,355	0,251	0,020	0,000	0,212	0,290
Rio Gr, Norte	Anos de estudo	0,092	0,023	0,000	0,047	0,136	0,063	0,018	0,000	0,028	0,099
	Setor urbano	0,018	0,015	0,226	-0,011	0,047	0,034	0,013	0,008	0,009	0,059
	Idade	0,001	0,005	0,883	-0,009	0,011	-0,001	0,003	0,580	-0,006	0,004
	Renda	0,105	0,041	0,010	0,025	0,185	0,039	0,039	0,315	-0,037	0,115
	Plano	0,077	0,022	0,000	0,034	0,119	0,076	0,019	0,000	0,038	0,114
	PSF	0,011	0,007	0,125	-0,003	0,026
	Resíduo	0,066					0,081				
	Total	0,358	0,047	0,000	0,266	0,449	0,303	0,034	0,000	0,237	0,370
Paraíba	Anos de estudo	0,065	0,024	0,007	0,018	0,112	0,061	0,018	0,000	0,027	0,096
	Setor urbano	0,055	0,024	0,020	0,008	0,101	0,019	0,011	0,087	-0,003	0,040
	Idade	-0,023	0,009	0,011	-0,041	-0,005	-0,012	0,006	0,041	-0,024	0,000
	Renda	0,083	0,038	0,029	0,009	0,157	0,086	0,033	0,009	0,022	0,150
	Plano	0,082	0,018	0,000	0,047	0,118	0,071	0,020	0,000	0,033	0,110
	PSF	0,001	0,007	0,932	-0,014	0,015
	Resíduo	0,084					0,106				
	Total	0,346	0,044	0,000	0,259	0,433	0,331	0,038	0,000	0,257	0,405

Continua

Tabela 9 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.(Continuação)

Pernambuco	Anos de estudo	0,073	0,011	0,000	0,052	0,095	0,053	0,008	0,000	0,038	0,069
	Setor urbano	0,028	0,006	0,000	0,016	0,039	0,020	0,004	0,000	0,012	0,029
	Idade	-0,008	0,003	0,004	-0,013	-0,003	-0,007	0,002	0,002	-0,012	-0,003
	Renda	0,033	0,024	0,167	-0,014	0,080	0,039	0,020	0,047	0,000	0,078
	Plano	0,059	0,009	0,000	0,041	0,078	0,035	0,007	0,000	0,020	0,049
	PSF	0,000	0,003	0,949	-0,006	0,006
	Resíduo	0,070					0,025				
	Total	0,256	0,018	0,000	0,221	0,291	0,165	0,016	0,000	0,135	0,196
Alagoas	Anos de estudo	0,068	0,024	0,004	0,021	0,115	0,035	0,019	0,056	-0,001	0,072
	Setor urbano	0,046	0,019	0,016	0,009	0,084	0,008	0,006	0,170	-0,004	0,021
	Idade	-0,037	0,014	0,011	-0,065	-0,008	-0,013	0,008	0,072	-0,028	0,001
	Renda	0,138	0,076	0,068	-0,010	0,287	0,231	0,064	0,000	0,107	0,356
	Plano	0,026	0,016	0,110	-0,006	0,058	0,012	0,014	0,374	-0,015	0,039
	PSF	0,005	0,004	0,282	-0,004	0,013
	Resíduo	0,052					-0,050				
	Total	0,294	0,056	0,000	0,184	0,404	0,228	0,044	0,000	0,142	0,314
Sergipe	Anos de estudo	0,044	0,024	0,071	-0,004	0,092	0,011	0,018	0,522	-0,024	0,047
	Setor urbano	0,007	0,006	0,268	-0,005	0,019	0,022	0,008	0,005	0,007	0,037
	Idade	-0,015	0,011	0,161	-0,036	0,006	-0,014	0,007	0,029	-0,027	-0,001
	Renda	0,071	0,050	0,155	-0,027	0,169	0,099	0,036	0,006	0,029	0,169
	Plano	0,074	0,023	0,001	0,029	0,119	0,048	0,019	0,010	0,012	0,085
	PSF	-0,011	0,006	0,070	-0,022	0,001
	Resíduo	0,058					-0,048				
	Total	0,238	0,044	0,000	0,152	0,325	0,107	0,028	0,000	0,052	0,163
Bahia	Anos de estudo	0,065	0,009	0,000	0,048	0,083	0,062	0,007	0,000	0,048	0,077
	Setor urbano	0,019	0,004	0,000	0,012	0,027	0,014	0,003	0,000	0,009	0,019
	Idade	-0,010	0,003	0,001	-0,016	-0,004	-0,005	0,002	0,001	-0,008	-0,002
	Renda	0,034	0,023	0,146	-0,012	0,080	0,036	0,017	0,035	0,003	0,070
	Plano	0,054	0,008	0,000	0,040	0,069	0,035	0,007	0,000	0,022	0,048
	PSF	0,005	0,003	0,102	-0,001	0,010
	Resíduo	0,035					0,021				
	Total	0,198	0,016	0,000	0,167	0,230	0,168	0,011	0,000	0,145	0,190

Continua

Tabela 9 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.(Continuação)

Minas Gerais	Anos de estudo	0,045	0,008	0,000	0,030	0,060	0,056	0,008	0,000	0,040	0,072
	Setor urbano	0,014	0,003	0,000	0,008	0,019	0,008	0,002	0,000	0,005	0,012
	Idade	-0,002	0,001	0,030	-0,005	0,000	-0,001	0,001	0,058	-0,003	0,000
	Renda	0,083	0,019	0,000	0,047	0,120	0,041	0,024	0,092	-0,007	0,089
	Plano	0,059	0,006	0,000	0,047	0,071	0,029	0,005	0,000	0,020	0,037
	PSF	-0,004	0,002	0,014	-0,008	-0,001
	Resíduo	0,037					0,028				
	Total	0,236	0,012	0,000	0,213	0,259	0,156	0,009	0,000	0,139	0,174
Espírito Santo	Anos de estudo	0,061	0,020	0,002	0,022	0,100	0,046	0,014	0,001	0,020	0,073
	Setor urbano	0,006	0,005	0,223	-0,004	0,015	0,002	0,003	0,377	-0,003	0,008
	Idade	0,001	0,003	0,763	-0,005	0,007	0,000	0,001	0,731	-0,002	0,002
	Renda	0,104	0,039	0,007	0,028	0,179	0,085	0,033	0,010	0,020	0,149
	Plano	0,053	0,013	0,000	0,027	0,079	0,033	0,012	0,005	0,010	0,056
	PSF	-0,006	0,002	0,015	-0,010	-0,001
	Resíduo	-0,020					-0,010				
	Total	0,204	0,027	0,000	0,152	0,257	0,150	0,020	0,000	0,111	0,189
Rio de Janeiro	Anos de estudo	0,038	0,008	0,000	0,023	0,054	0,032	0,005	0,000	0,022	0,043
	Setor urbano	0,001	0,001	0,610	-0,001	0,003	-0,002	0,001	0,004	-0,003	-0,001
	Idade	0,000	0,002	0,767	-0,002	0,003	-0,001	0,001	0,142	-0,002	0,000
	Renda	0,039	0,015	0,007	0,010	0,067	0,044	0,013	0,000	0,019	0,069
	Plano	0,053	0,007	0,000	0,039	0,066	0,042	0,005	0,000	0,033	0,051
	PSF	-0,002	0,001	0,153	-0,005	0,001
	Resíduo	0,023					0,016				
	Total	0,154	0,011	0,000	0,133	0,176	0,129	0,008	0,000	0,113	0,145
São Paulo	Anos de estudo	0,033	0,005	0,000	0,024	0,043	0,018	0,004	0,000	0,011	0,025
	Setor urbano	0,003	0,001	0,001	0,001	0,005	0,001	0,001	0,050	0,000	0,002
	Idade	0,000	0,001	0,922	-0,001	0,001	0,001	0,000	0,174	0,000	0,002
	Renda	0,032	0,011	0,005	0,010	0,054	0,022	0,008	0,005	0,007	0,037
	Plano	0,045	0,004	0,000	0,037	0,053	0,029	0,003	0,000	0,023	0,035
	PSF	-0,002	0,001	0,146	-0,004	0,001
	Resíduo	0,014					0,008				
	Total	0,127	0,007	0,000	0,113	0,142	0,078	0,005	0,000	0,067	0,088

Continua

Tabela 9 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.(Continuação)

Paraná	Anos de estudo	0,043	0,010	0,000	0,023	0,063	0,057	0,011	0,000	0,036	0,079
	Setor urbano	0,015	0,004	0,000	0,007	0,023	0,004	0,002	0,041	0,000	0,008
	Idade	0,000	0,001	0,793	-0,003	0,002	-0,002	0,001	0,065	-0,005	0,000
	Renda	0,063	0,027	0,019	0,011	0,116	0,041	0,032	0,205	-0,022	0,104
	Plano	0,076	0,008	0,000	0,060	0,092	0,048	0,008	0,000	0,032	0,065
	PSF	-0,006	0,002	0,003	-0,011	-0,002
	Resíduo	0,055					0,032				
	Total	0,252	0,018	0,000	0,217	0,286	0,174	0,013	0,000	0,148	0,200
Santa Catarina	Anos de estudo	0,027	0,016	0,085	-0,004	0,058	0,025	0,011	0,018	0,004	0,046
	Setor urbano	0,008	0,004	0,053	0,000	0,016	0,008	0,004	0,038	0,000	0,015
	Idade	0,008	0,004	0,043	0,000	0,017	0,001	0,002	0,804	-0,004	0,005
	Renda	0,086	0,026	0,001	0,035	0,137	0,082	0,029	0,005	0,024	0,140
	Plano	0,036	0,010	0,001	0,016	0,056	0,034	0,009	0,000	0,016	0,052
	PSF	-0,003	0,004	0,372	-0,010	0,004
	Resíduo	0,032					0,016				
	Total	0,198	0,023	0,000	0,153	0,243	0,162	0,018	0,000	0,128	0,197
Rio Gr, Sul	Anos de estudo	0,046	0,008	0,000	0,029	0,062	0,040	0,007	0,000	0,027	0,053
	Setor urbano	0,008	0,002	0,001	0,003	0,013	0,004	0,002	0,019	0,001	0,007
	Idade	-0,003	0,001	0,015	-0,005	-0,001	-0,002	0,001	0,042	-0,004	0,000
	Renda	0,091	0,021	0,000	0,050	0,132	0,041	0,013	0,001	0,017	0,066
	Plano	0,050	0,006	0,000	0,037	0,063	0,029	0,006	0,000	0,018	0,039
	PSF	0,000	0,002	0,810	-0,003	0,004
	Resíduo	0,026					0,004				
	Total	0,218	0,013	0,000	0,193	0,242	0,116	0,010	0,000	0,096	0,137
Mato Gr, Sul	Anos de estudo	0,086	0,018	0,000	0,052	0,121	0,059	0,017	0,001	0,026	0,093
	Setor urbano	0,003	0,003	0,320	-0,003	0,010	-0,001	0,002	0,686	-0,005	0,003
	Idade	0,004	0,004	0,264	-0,003	0,012	0,002	0,003	0,333	-0,002	0,007
	Renda	0,105	0,043	0,015	0,021	0,188	-0,002	0,034	0,942	-0,070	0,065
	Plano	0,033	0,011	0,004	0,011	0,055	0,042	0,012	0,001	0,017	0,066
	PSF	0,002	0,005	0,637	-0,007	0,011
	Resíduo	0,030					0,050				
	Total	0,262	0,030	0,000	0,204	0,321	0,152	0,022	0,000	0,109	0,194

Continua

Tabela 9 - Decomposição do Índice de concentração para a realização do exame de mamografia, regiões - 2003 e 2008.(Continuação)

Mato Gr,	Anos de estudo	0,042	0,022	0,053	0,000	0,084	0,035	0,015	0,023	0,005	0,065
	Setor urbano	0,004	0,007	0,603	-0,010	0,018	0,007	0,005	0,165	-0,003	0,017
	Idade	-0,002	0,004	0,576	-0,010	0,005	0,001	0,002	0,514	-0,003	0,005
	Renda	0,059	0,041	0,150	-0,021	0,139	0,174	0,057	0,002	0,061	0,286
	Plano	0,064	0,015	0,000	0,033	0,094	0,040	0,011	0,000	0,020	0,061
	PSF	0,003	0,004	0,535	-0,006	0,011
	Resíduo	0,049					-0,035				
	Total	0,215	0,034	0,000	0,148	0,281	0,225	0,029	0,000	0,168	0,281
Goiás	Anos de estudo	0,051	0,011	0,000	0,029	0,073	0,037	0,011	0,001	0,016	0,058
	Setor urbano	0,007	0,003	0,017	0,001	0,013	0,001	0,002	0,397	-0,002	0,005
	Idade	-0,002	0,002	0,490	-0,006	0,003	-0,002	0,001	0,115	-0,005	0,000
	Renda	0,041	0,031	0,189	-0,020	0,102	0,035	0,018	0,058	-0,001	0,071
	Plano	0,052	0,010	0,000	0,033	0,071	0,069	0,009	0,000	0,051	0,087
	PSF	0,003	0,003	0,252	-0,002	0,009
	Resíduo	0,036					0,031				
	Total	0,185	0,020	0,000	0,146	0,224	0,175	0,016	0,000	0,143	0,206
Distrito Federal	Anos de estudo	0,032	0,014	0,021	0,005	0,059	0,022	0,010	0,021	0,003	0,041
	Setor urbano	0,001	0,002	0,674	-0,002	0,004	0,001	0,001	0,400	-0,001	0,003
	Idade	0,001	0,002	0,815	-0,004	0,005	-0,001	0,001	0,564	-0,003	0,001
	Renda	0,165	0,050	0,001	0,066	0,263	0,080	0,033	0,014	0,016	0,144
	Plano	0,031	0,012	0,009	0,008	0,054	0,039	0,009	0,000	0,023	0,056
	PSF	0,000	0,002	0,919	-0,003	0,003
	Resíduo	-0,064					-0,009				
	Total	0,165	0,016	0,000	0,133	0,197	0,133	0,014	0,000	0,106	0,160

Figura 9 - Índice de concentração, Ufs – 2003.

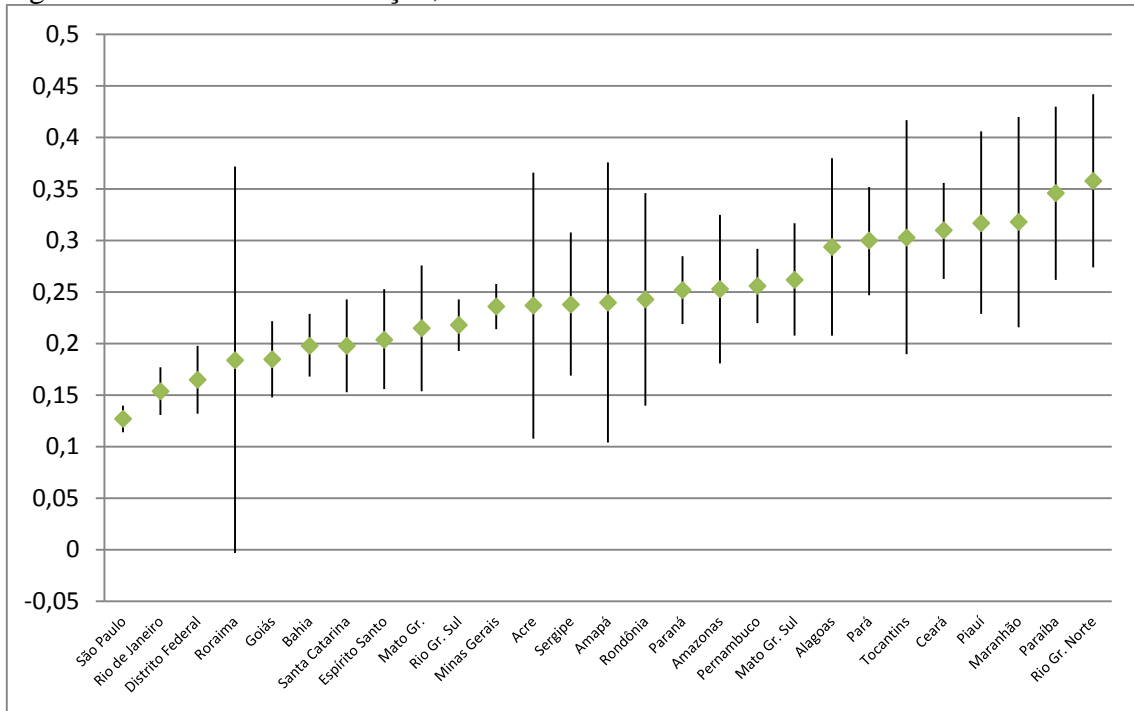


Figura 10 - Índice de concentração, Ufs – 2008.

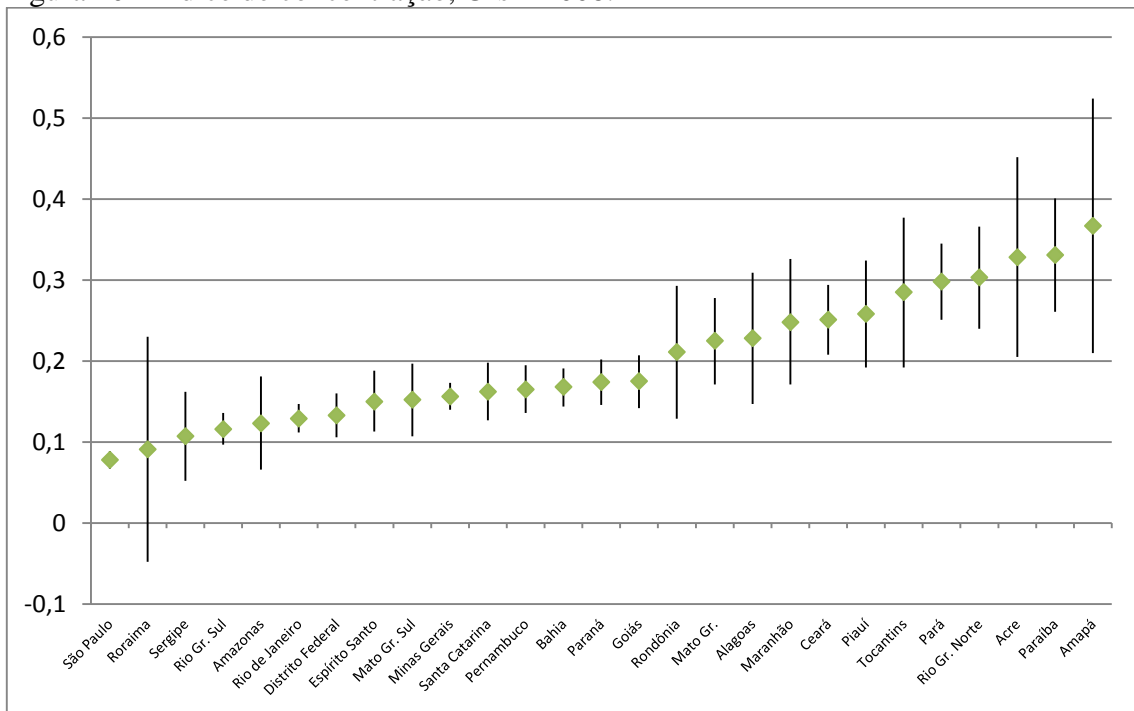


Figura 11 - Decomposição do índice de concentração pelos fatores de análise, Ufs – 2003.

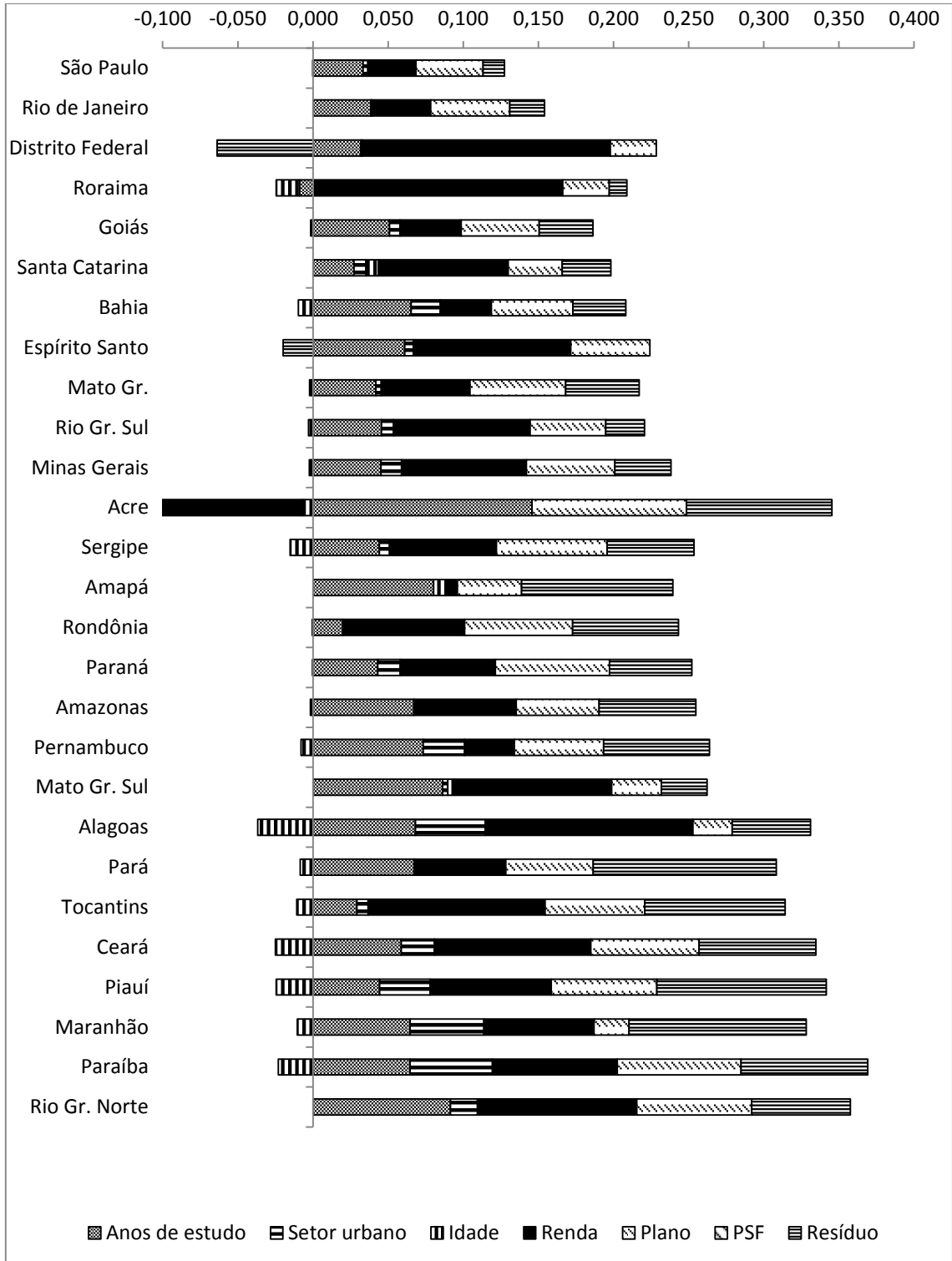
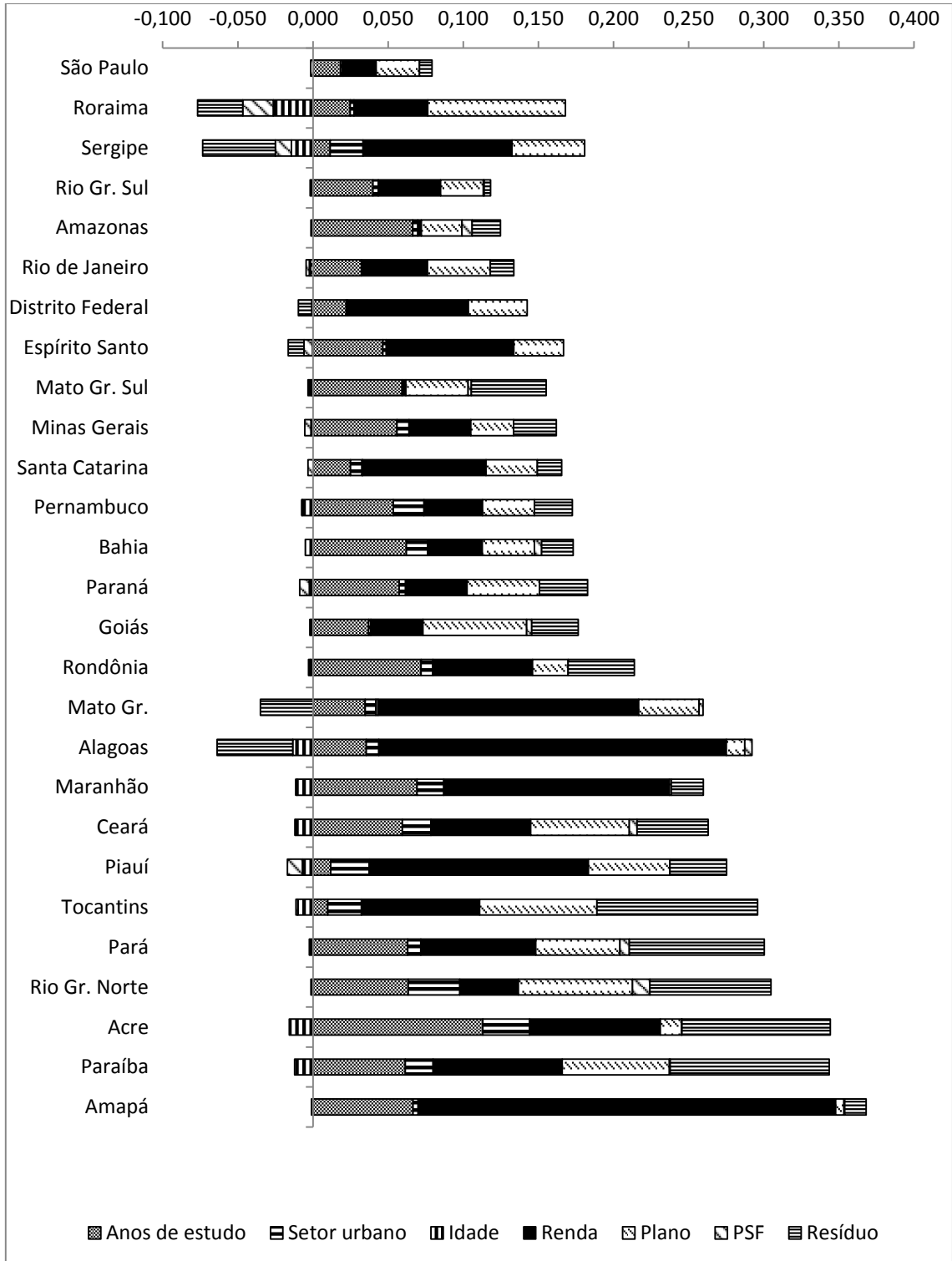


Figura 12 - Decomposição do índice de concentração pelos fatores de análise, Ufs – 2008.



7 DISCUSSÃO

Para os anos de 2003 e 2008, observam-se aumentos nas coberturas de exames de mamografia, realizados nos dois últimos anos em mulheres de 50 a 69 anos, em todas as abrangências geográficas estudadas. Este aumento pode ser explicado pelo aumento da renda, que possibilita o pagamento direto ou aquisição de um plano privado de saúde, e pela expansão do número de mamógrafos em todas UFs (OLIVEIRA, 2011).

A partir dos dados da Assistência Médico-Sanitária constata-se que o aumento no número de mamógrafos para cada cem mil mulheres no período 2002 a 2009 foi acima de 50% (passando de 28 para 43) e a expansão da cobertura próxima aos 16% (passando 66% de para 69%). Dado que a oferta de mamógrafos, em 2009, no Brasil está no patamar de países com maior grau de desenvolvimento, como Suécia (38), Canadá (40) e Nova Zelândia (46) (Autier et al., 2008) era de se esperar uma maior aumento da cobertura do exame, nos Estados Unidos a cobertura em 2006 é de 76% (Ryerson et al., 2008). O descompasso entre os crescimentos pode ser explicado, em parte, pela má distribuição dos aparelhos, sugerido no documento produzido pela Sociedade Brasileira de Mastologia (2008). Outros fatores também contribuem neste sentido, pois há uma menor prevalência do exame em mulheres com menor renda, menor escolaridade e que não possuem cobertura por plano privado de saúde (Lima-Costa e Matos, 2007; Chor et al., 2011 e Oliveira et al., 2011).

Com exceção da cobertura domiciliar pelo programa de saúde da família, que não foi avaliada em outros estudos, as associações encontradas entre os fatores analisados e a realização de mamografia nos dois últimos anos em mulheres de 50 a 69 anos estão de acordo com os achados na literatura (Lima-Costa e Matos, 2007; Sclowitz

et al., 2005; Marchi et al., 2006; Chor et al., 2011; Novaes e Matos, 2009; Tang et al., 2000 e Couture et al., 2008).

No Brasil, a tendência observada, no período, é de queda para o índice de concentração, o que demonstra uma redução da desigualdade relacionada à renda para a realização de mamografia nos dois últimos anos em mulheres de 50 a 69 anos. Este resultado pode ser explicado em parte pelo o aumento do acesso à mamografia, em parte pelo aumento da renda e em parte pelo aumento da escolaridade, que nos dois últimos casos podem potencializar a contratação de um seguro privado de saúde e/ou o pagamento direto pelo exame. Aumentos que também foram observados no estudo produzido por Oliveira et al. (2011). Apesar da queda no índice de concentração, nem todos os fatores que o compõe também apresentaram esta tendência, de forma significativa, como a idade, a renda domiciliar per capita e a região de residência.

A partir dos resultados obtidos é possível determinar, ao final do período, faixas de níveis de concentração. Uma baixa (de 0 a 0,078), contendo apenas o estado de São Paulo, uma média (de 0,078 a 0,175), composta pela maioria dos estados do sudeste, sul e centro oeste e uma alta (de 0,175 a 0,367) com a maioria dos estados do norte e nordeste.

O estudo mostra uma predominância da renda domiciliar per capita, anos de estudo e cobertura por plano privado de saúde como fatores de desigualdade. O peso destes fatores somados corresponde a 66% do índice de concentração. Considerado o resíduo, os demais fatores somam 11%. Ao se tentar baixar o nível da abrangência geográfica para UF, percebe-se que o número reduzido de elementos amostrais prejudica este tipo de análise. Fazendo com que no máximo três UFs por ano consigam ter parâmetros significativos no modelo múltiplo.

Apesar do pequeno peso na composição do índice, os resultados mostram a idade como o único fator que causa desigualdade a favor das mulheres com menor renda, ou seja, um fator capaz de potencializar o uso dessas mulheres, independente da abrangência geográfica. Isto se dá pela associação positiva que este fator tem com a renda e associação negativa que possui com a realização da mamografia, que neste último caso, também se verifica no estudo de Novaes e Matos (2009). Em um estudo financiado pela “American Association of Retired Persons” (AAARP) e produzido pelo “National Family Opinion” (NFO), NFO RESEARCH (1999), sugere-se que a associação negativa da idade com a realização da mamografia pode ser explicada pelo menor cuidado que as mulheres mais velhas têm com o aparelho reprodutor, uma vez que estas relacionam este autocuidado à existência de uma relação conjugal, à capacidade reprodutiva ou à manutenção da vida sexual ativa.

Dentre os demais fatores há de se destacar o valor positivo do índice no fator PSF, que está indicando que o mesmo potencializa a realização do exame das mulheres mais ricas. O fator se mostra associado de forma negativa com a realização de mamografia e com a renda domiciliar per capita. A explicação para o achado pode se basear no fato do PSF possuir maior cobertura nos estados mais pobres, que por sua vez possuem o menor número de aparelhos por mulheres. Apesar dos problemas evidenciados no PSF, quanto a realização de mamografia (Jácome et al., 2011), que tipifica sua origem por meio de problemas como: a rotatividade, a falta de conhecimento dos profissionais que fazem parte do programa, e a ausência de uma política de educação permanente em saúde que desperte nessas mulheres o autocuidado pela saúde da mama, há de se considerar que mesmo na ausência dos problemas citados acima, as mulheres atendidas pelo PSF apenas recebem a indicação do exame, o que não exclui a

dificuldade de realização do exame pela insuficiência do número de mamógrafos no estado de residência.

Três estados (Acre, Amapá e Mato Grosso) não apresentaram uma redução no índice de concentração. Entretanto, as comparações entre os resultados de 2003 e 2008 nos estados da região norte, com exceção do Tocantins, carecem de maiores cuidados, devido a falta de setores rurais na amostra de 2003 e pela redução que isto traz aos valores dos índices. Percebe-se que a diferença na composição amostral da pesquisa faz com que os erros dos índices de concentração diminuam, o que indica um aumento na confiabilidade nos modelos estimados.

8 CONCLUSÕES

O estudo mostra que há desigualdade, a favor das mulheres mais ricas, na realização do exame de mamografia entre mulheres de 50 a 69 anos e que esta desigualdade reduziu no período de 2003 a 2008. Porém, a partir de sua decomposição pode-se constatar que os níveis encontrados nos fatores renda domiciliar per capita e região de residência não apresentam uma tendência de redução significativa no período.

O outro achado diz respeito aos fatores de maior impacto no índice de desigualdade que são a escolaridade, a renda domiciliar per capita e coberta por um plano privado de saúde, ambos com resultados que evidenciam desigualdade a favor das mulheres mais ricas.

Neste estudo demonstra-se que há diferentes níveis de desigualdade na realização do exame. Um baixo que contém o estado de São Paulo, um médio que possui, em sua maioria, estados do sudeste e sul e um alto que possui, em sua maioria, estados do norte e nordeste. Esta tipificação pode auxiliar na adoção de políticas que visem uma redução de maior impacto nos estados dos grupos com maiores desigualdades.

O índice de concentração se mostra capaz de identificar estados e regiões que necessitam de ações que forcem a diminuição da desigualdade, além de um instrumento que possa evidenciar regiões que necessitam ser priorizadas na adoção de estratégias que garantam o acesso ao exame de mamografia às mulheres mais pobres.

As limitações do estudo se baseiam na falta de um ajuste que leve em conta a interação entre as variáveis e na falta de um estimador mais robusto para as variâncias dos índices.

9 REFERÊNCIAS

Almeida G, Sarti FM, Ferreira FF, Diaz MDM, Campino ACC. Analysis of the evolution and determinants of income-related inequalities in the Brazilian health system, 1998–2008. *Rev Panam Salud Publica*, v. 33, n. 2, p. 90–7, 2013.

Amorim VMSL, Barros MBA, César CLG et al . Fatores associados a não realização da mamografia e do exame clínico das mamas: um estudo de base populacional em Campinas, São Paulo, Brasil. *Cad. Saúde Pública*, v. 24, n. 11, p. 2623-2632, 2008.

Andersen RM. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *J Health Soc Behav*, v. 36, p. 1-10, 1995.

Autier P, Ouakrim DA. Determinants of the number of mammography units in 31 countries with significant mammography screening. *Br J Cancer*, v.99, n.7, p.1185-1190, 2008.

Barata RB. COMO E POR QUE AS DESIGUALDADES SOCIAIS FAZEM MAL À SAÚDE?. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz, 2009.

Binder DA. On the Variances of Asymptotically Normal Estimators from Complex Surveys. *International Statistical Review*, v.51, p. 279–292, 1983.

BRASIL. Ministério da Saúde. Instituto Nacional de Câncer. Controle do Câncer de Mama. Documento de Consenso. Rio de Janeiro, 2004a. Disponível em:<<http://www.inca.gov.br/publicações/Consensointegra.pdf>>. Acesso em : 14 de junho de 2011.

Carr-Hill RA, Chambers-Dixon P. A review of methods for monitoring and measuring social inequality, deprivation and health inequality .Centre for Health Economics. The University of York, UK. 2002.

Chor D, Oliveira EXG, Melo ECP et al. Desigualdade socioeconômica afeta a chance de realizar mamografia no Brasil. *CMDSS 2011* [homepage na internet] 5 Out 2011. Disponível em:
<http://cmdss2011.org/site/wpcontent/uploads/2011/10/CMDSS1110.1v1.pdf>. Acessado em: 10/02/2012.

Colgrove J. The McKeown Thesis: A Historical Controversy and Its Enduring Influence. *American Journal of Public Health*, v. 92, n.5, p.725-9, 2002.

Couture MC, Nguyen CT, Alvarado BE et al. Inequalities in breast and cervical cancer screening among urban Mexican women. *Prev Med*, v. 47, n.5, p.471-476, 2008.

Devaux M, M de Looper. "Income-Related Inequalities in Health Service Utilisation in 19 OECD Countries, 2008-2009", *OECD Health Working Papers*, No. 58, OECD Publishing, 2012.

Diderichsen F, Evans T, Whitehead M. The social basis of Disparities in Health. In: Evans T, Whitehead M, Diderichsen F et al. *Challenging Inequities in Health: From Ethics to Action*. New York, Oxford University Press, p. 13-23, 2001.

Dobson AJ. *An introduction to generalized linear models* 2nd edition. Chapman & Hall/CRC, 2002.

Donabedian A. *Aspects of Medical Care Administration*. Boston NE: Harvard University Press, 1973.

Elting LS, Cooksley CD, Bekele BN et al. Mammography capacity impact on screening rates and breast cancer stage at diagnosis. *Am J Prev Med.*, v. 37, n. 2, p. 102-108, 2009.

Erreygars G. *Correcting the Concentration Index*. University of Antwerp. Antwerp, Belgium, 2006.

Evans T, Whitehead M, Diderichsen F et al. Introduction. In: T. Evans, M. Whitehead, F. Diderichsen, A. Bhuiya and M. Wirth (Eds). *Challenging inequities in health*. London, Oxford University Press, p. 3-44, 2001.

Evans RG, Stoddart GL. Consuming research, producing policy? *American Journal of Public Health*, v. 99, n. 3, p. 371-379, 2003.

Evans RG, Stoddart GL. Producing health, consuming health care. In: Evans RG, Baker ML & Marmor TR (eds) *Why are some people healthy and other no? The determinants of health of populations*. Hawthorne: Aldine de Gruyer, p. 27-64, 1990.

Frenk J. The concepts and measurement of accessibility. In White, K et al. (Ed.), *Health Services Research: an Anthology*. PAHO, Washington D.C., p. 842-855, 1992.

Frohlich KL, Potvin L. Transcending the Known in Public Health Practice. *The Inequality Paradox: The Population Approach and vulnerable populations*. *Am J Public Health*, v. 98, n. 2, p. 216-221, 2008.

Galea S, Putnam S. The Role of Macrosocial Determinants in Shaping the Health of Populations. In: Galea S *Macrosocial Determinants of Population Health*. New York: Springer, p. 3-12, 2007.

Graham H. *Unequal Lives: Health and Socio-economic inequalities*. 2007.

Hakama M, Pukkala E, Heikkilä M et al. Effectiveness of public health policy for breast cancer screening in Finland: population based cohort study. *BMJ*, v. 314, p. 864-867, 1997.

Int J Technol Asses Health Care, 17:26974, 2001.

Jácome EM, Silva RM, Gonçalves MLC et al. Detecção do câncer de mama: conhecimento, atitude e prática dos médicos e enfermeiros da estratégia saúde da família de Mossoró, RN, Brasil. *Revista Brasileira de Cancerologia*, Rio de Janeiro: INCA, v. 57, n. 2, p. 189-198, 2011.

Jesus WLA, Assis MMA. Revisão sistemática sobre o conceito de acesso nos serviços de saúde: contribuições do planejamento. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 15, n.1, p. 161-170, 2010.

Joint Commission on Accreditation of Healthcare Organizations - JCAHO. *The Measurement Mandate – on the Road Performance Improvement in Health Care*. Chicago IL, Department of Publications, 1993, 53p.

Kakwani NC. “Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison.” *Economic Journal*, v. 87, p. 71–80, 1977.

Kakwani NC. *Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications*. New York: Oxford University Press, 1980.

Kakwani NC, Wagstaff A, van Doorslaer E. “Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation and Statistical Inference.” *Journal of Econometrics*, v. 77, n. 1, p. 87–104, 1997.

Lalonde MA. *New Perspective on the Health of Canadians - a working document*. Ottawa: Ministry of Health and Welfare, 1981[1974]. 77 p.

Lima C, Matos D. Prevalência e fatores associados à realização da mamografia na faixa etária de 50-69 anos: um estudo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. *Cad. Saúde Pública* 2007, v. 23, n. 7, p. 1665-1673, 2003.

Link BG, Phelan JC. McKeown and the idea that social conditions are fundamental causes of disease. *American Journal of Public Health*, v. 92, n.5, p.730-732, 2002.

Mandelblatt J, Buist D. The elusive goal of maintaining population cancer screening: it is time for a new paradigm. *Journal Of The National Cancer Institute*, Bethesda, v. 102, n. 14, p. 998-999, 2010.

Marchi AA, Gurgel MSC, Fonsechi-Carvasan GA. Rastreamento mamográfico do câncer de mama em serviços de saúde públicos e privados. *Rev. Bras. Ginecol. Obstet.* [serial on the Internet], v. 28, n. 4, p. 214-219, 2006.

NFO Research. *AARP/Modern maturity sexuality survey*. Washington DC: AARP; 1999

Novaes CO, Mattos IE. Prevalência e fatores associados a não utilização de mamografia em mulheres idosas. *Cad. Saúde Pública*, v.25 , (suppl.2), P. 310-3202009.

Oliveira EXG, Pinheiro RS, Melo ECP et al. Condicionantes socioeconômicos e geoGráficos do acesso à mamografia no Brasil, 2003-2008. *Ciênc. saúde coletiva* [online]. 2011, vol.16, n.9, p. 3649-3664.

O'Donnell, Van Doorslaer E, Wagstaff A, Lindelow M. *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data*. The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank, 2008.

- Palli D, del Turco MR, Buiatti E, Carli S, Ciatto S. et al. . A case control study of the efficacy of a nonrandomized breast cancer screening program in Florence (Italy). *Int J Cancer*, v. 38, p. 501-504, 1986.
- Porter D. How did Social Medicine evolved, and where is it heading? *PloS Medicine*, v.3, n.10, p.1667-1672, 2006.
- Ryerson AB, Miller JW, Ehemann CR, Leadbetter S, White MC. Recent trends in U.S.mammography use from 2000-2006: a population-based analysis. *Prev Med*. V. 47, n. 5, p. 477-482, 2008.
- Slowitz ML, Menezes AMB, Gigante DP, Tessaro S. Condutas na prevenção secundária do câncer de mama e fatores associados. *Rev Saúde Pública*, v. 39, p. 340-349, 2005.
- Silva, PLN. Pessoa, DGC. Lila MF. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.
- Sociedade Brasileira de Mastologia (SBM). Recomen-dações da X Reunião Nacional de Consenso – Rastrea-mento do câncer de mama na mulher brasileira; São Paulo, 28 de novembro de 2008 [acessado 2013 abril 15]. Disponível em http://www.sbmastologia.com.br/downloads/reuniao_de_consenso_2008.pdf
- Tang TS, Solomon LJ, McCracken LM. Cultural barriers to mammography, clinical breast exam, and breast self-exam among Chinese-American women 60 and older. *Prev Med*, v. 31, p. 575-83, 2000.
- Travassos CM, Martins M. Uma revisão sobre os conceitos de acesso e utilização de serviços de saúde. *Cad. Saúde Pública*, v. 20(suppl.2), p. 190-198, 2004.
- Van Doorslaer E, Wagstaff A, Rutten F. *Equity in the Finance and Delivery of Health Care: an international perspective*, Oxford University Press, Oxford, 1993.
- Van Doorslaer E, C Masseria, X Koolman and the OECD Health Equity Group, *Inequalities in access to medical care by income in developed countries*, Canadian Medical Association Journal, v. 174, p. 177 - 183, 2006
- Verbeek ALM, Hendricks JHCL, Holland R et al. Mammography screening and breast cancer mortality: age-specific effects in Nijmegen Project , 1975-82. *Lancet*, v. 325, p. 865-866, 1985.
- Vernon SW, McQueen A, Tiro JA, del Junco DJ. Interventions to promote repeat breast cancer screening with mammography: a systematic review and meta-analysis. *J Natl Cancer Inst.*, v. 102, n. 14, p. 1023–1039, 2010;.
- Vuori H. A qualidade da Saúde. *Divulgação em Saúde para Debate*, v.3, p. 17-25, 1991.

Wagstaff A, Paci P, Van Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med*, v.33, p. 545–557, 1991.

Wagstaff A, Van Doorslaer E, Watanabe N. “On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities, with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam.” *Journal of Econometrics*, v. 112, n. 1, p. 219–27, 2003.

Walter, SD. Mammographic screening: casecontrol studies. *Ann Oncol*, v. 14, n. 8, p. 1190-1192, 2003.

Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. Washington, D.C.: Pan American Health Organization; 1991. (Reprint series No. 9).

Whitehead M, Dahlgren G. Concepts and principles for tackling social inequities in health: Levelling up Part 1. Copenhagen: World Health Organization, 2006.

Whitehead M. The Concepts and Principles of Equity in Health. *International Journal of Health Services*, v.22, n.3, p.429–445, 2002.

Wolter MK. Introduction to variance estimation 2nd edition. New York : Springer, 2007.

Wörz M, Foubister T, Busse R. Access to health care in the EU Member States. *EuroObserver*, v. 8, n. 2, p. 1-4, 2006.

ANEXO I

Quadro 3 - Descrição das variáveis e seus métodos de criação nas bases de dados nos anos de 2003 e 2008.

Descrição da variável	Categorias		Nome da variável utilizada no banco da pesquisa		Geração das categorias de análise		Nome da variável no gerada	Categorias recodificadas (código)
	2003	2008	2003	2008	2003	2008		
Realização de exame de mamografia nos dois últimos anos	1-Até 1 ano 2-Mais de 1 até 2 anos 3-Mais de 2 até 3 anos 4-Mais de 3 anos 5-Nunca fez		V1704	V7741	Sim = <=4 e Não >=5	Sim = <=2 e Não >=3	Mamo	Sim (1)/ Não (0)
Renda domiciliar per capita	[0, +∞)		V4722 e V4724	V4742	R.rd = V4722/V4724	R.rd = V4742	R.rd	[0, +∞)
Anos de estudo	01-Sem instrução e menos de 1 ano 02-1 ano 03-2 anos 04-3 anos 05-4 anos 06-5 anos 07-6 anos 08-7 anos 09-8 anos 10-9 anos 11-10 anos 12-11 anos 13-12 anos 14-13 anos 15-14 anos 16-15 anos ou mais 17-Não determinados		V4703	V4803	V4703 -1; Se V4703 = 16, então Estudo=0	V4703 -1; Se V4803 = 16, então Estudo=1	Estudo	[0, 15]
Cobertura por plano de saúde	1-Sim, apenas um 3-Sim, mais de um 5-Não		V1321		Sim = <=3 e Não >=5		Plano	Sim (1)/ Não (0)
Cobertura domiciliar pelo programa de saúde da família (PSF)	Não há	1-Sim 3-Não	Não há	V0233	Não há	Sim=1 e Não=3	PSF	Sim (1)/ Não (0)

Continua

Quadro 3 - Descrição das variáveis e seus métodos de criação nas bases de dados nos anos de 2003 e 2008 (continuação).

Descrição da variável	Categorias		Nome da variável utilizada no banco da pesquisa		Geração das categorias de análise		Nome da variável no gerada	Categorias recondicionadas (código)
	2003	2008	2003	2008	2003	2008		
	3-Não							
Setor de residência urbano	1-Urbana - Cidade ou vila, área urbanizada 2-Urbana - Cidade ou vila, área não-urbanizada 3-Urbana - Área urbana isolada 4-Rural - Aglomerado rural de extensão urbana 5-Rural - Aglomerado rural, isolado, povoado 6-Rural - Aglomerado rural, isolado, núcleo 7-Rural - Aglomerado rural, isolado, outros aglomerados 8-Rural - Zona rural exclusive aglomerado rural		V4728		Sim= <=3 e Não= >=4		Urbano	Sim (1)/ Não (0)
Região de moradia	-		UF		Região= O primeiro campo da variável UF		Região	Norte (1)/ Nordeste (2)/ Sudeste (3)/ Sul(4)/ Centro oeste(5)

ANEXO II

Código para geração dos índices de concentração por níveis das abrangências
geográficas

```
clear mata
```

```
clear results
```

```
clear matrix
```

```
clear programs
```

```
clear ado
```

```
use, "ENDEREÇO DO BANCO DE DADOS"
```

```
keep if V8005 >=50 & V8005 <=69 & V0302==4
```

```
*Banco sendo filtrado para contar apenas com mulheres com 50 a 69 anos
```

```
svyset V4618 [pweight=V4729], strata(V4617) vce(linearized) singleunit(certainty)
```

```
*Indica ao STATA o uso das variáveis do desenho amostral
```

```
rename Mamografia_index y
```

```
qui gen Renda=(V4742)
```

```
replace Renda = . if V4742== 999999999999
```

```
gen regiao1=0
```

```
gen regiao2=0
```

```
gen regiao3=0
```

```
gen regiao4=0
```

```
gen regiao5=0
```

```
replace regiao1 =1 if Regiao==1
```

```
replace regiao2 =1 if Regiao==2
```

```
replace regiao3 =1 if Regiao==3
```

```
replace regiao4 =1 if Regiao==4
```

```
replace regiao5 =1 if Regiao==5
```

```
global S "Estudo Urbano_rural V8005"
```

```
global D "Renda Plano PSF regiao2 regiao3 regiao4 regiao5"
```

```
*Ajuste da variável de desfecho e dos fatores de análise
```

****Regiões usadas somente no nível BR

```
qui egen raw_rank_BR =rank(Renda), unique
sort raw_rank_BR, stable
qui egen m_yBR = mean(y)
qui sum V4729
qui gen wiBR =V4729/r(sum)
qui gen cusumBR =sum(wiBR)
qui replace cusumBR = . if cusumBR==1
qui gen wjBR =cusumBR[_n-1]
qui replace wjBR =0 if wjBR ==.
qui gen rankBR=wjBR +0.5*wiBR
qui sum rankBR
qui replace rankBR=1 if rankBR== r(max)
qui replace rankBR=0 if rankBR== r(min)
qui sum y [fw=V4729]
scalar mean=r(mean)
qui sum rankBR [fw=V4729]
sca var_rankBR=r(Var)
qui gen lhsBR=y
```

*Criação da variável RANK por nível de abrangência (UF, Regiões e BR)

```
program drop indice
program define indice, eclass
args BR
sca soma=0
qui sum lhsBR [fw= V4729]
scalar m_a =r(mean)
qui cor lhsBR rankBR [fw=V4729], c
qui sca CIBR=(2/m_a)*r(cov_12)
sca res= CIBR
qui svy linearized :logit lhsBR $$ $D
foreach x in $$ {
    qui {
        margins , dydx(`x')
        matrix dydx=r(b)
        sca b_`x' = dydx[1,1]
        corr rankBR `x' [fw= V4729], c
        sca cov_`x' = r(cov_12)
        sum `x' [fw=V4729]
        sca elas_`x' = (b_`x'*r(mean))/m_a
        sca CI_`x' = 2*cov_`x'/r(mean)
        sca con_`x' = elas_`x'*CI_`x'
        sca prent_`x' = con_`x'/CIBR
        sca soma=soma+con_`x'
        sca res=res-con_`x'
```

```

    }
}

foreach x in $D{
    qui{
        margins , dydx(`x')
        matrix dydx=r(b)
        sca b_`x' = dydx[1,1]
        corr rankBR `x' [fw= V4729], c
        sca cov_`x' = r(cov_12)
        sum `x' [fw=V4729]
        sca elas_`x' = (b_`x'*r(mean))/m_a
        sca CI_`x' = 2*cov_`x'/r(mean)
        sca con_`x' = elas_`x'*CI_`x'
        sca prcnt_`x' = con_`x'/CIBR
        sca soma=soma+con_`x'
        sca res=res-con_`x'
    }
}

sca con_regiao=con_regiao2+con_regiao3+con_regiao4+con_regiao5
sca prcnt_regiao=con_regiao/CIBR
gen flag= e(sample)
matrix
con_x=(CIBR,con_Estudo,con_Urbano_rural,con_Medico,con_V8005,con_Renda,con_
Plano,con_PSF,con_regiao,soma,res)
matrix colnames con_x = "CIBR" "Estudo" "Urbano_rural" "Idade" "Renda" "Plano"
PSF "regiao" "soma" "res"
di CIBR, con_Estudo, con_Urbano_rural, con_V8005, con_Renda, con_Plano,
con_PSF, con_regiao, soma, res
di CIBR, prcnt_Estudo, prcnt_Urbano_rural, prcnt_V8005, prcnt_Renda,
prcnt_Plano,prcnt_PSF,prcnt_regiao,soma/CIBR,res/CIBR
ereturn post con_x, esample(flag)
end

```

*Criação de um programa que tem como entrada o código da abrangência, para a *qual se quer o resultado. O programa faz a regressão múltipla, salva seus *parâmetros e *gera o índice de concentração para um determinado código de *abrangência, ex: Rio de Janeiro:33, São Paulo:35, Distrito Federal:53 etc.

```

levelsof BR, local(level)
foreach BR in `r(levels)' {
    indice `BR'
}

```

*Repete a operação do programa para cada nível detectado no banco (UF, regiões e *Brasil)

```
drop if Single_psu==1
```

*Exclui os estratos com uma única PSU.

```
levelsof BR, local(level)
```

```
foreach BR in `r(levels)' {
```

```
bootstrap _b, reps(1000) strata(V4617) cluster(V4618): indice BR
```

```
}
```

*Capta os erros e realiza os testes de hipótese para o índice de concentração *e para cada fator que o compõe. O procedimento é repetido para cada código *da abrangência (UF, regiões e Brasil)