

A influência da Estratégia Saúde da Família no uso de serviços de saúde por crianças no Brasil: análise com escore de propensão dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde

The influence of the Family Healthcare Strategy in the use of healthcare services by children in Brazil: an analysis using the Propensity Score Matching (PSM) method of National Health Survey data

Bruno Luciano Carneiro Alves de Oliveira (<http://orcid.org/0000-0001-8053-7972>)¹

Jessica Pronestino Lima Moreira (<http://orcid.org/0000-0003-1987-3584>)²

Ronir Raggio Luiz (<https://orcid.org/0000-0002-7784-9905>)²

Abstract *The scope of this study was to establish the influence of the Family Healthcare Strategy (FHS) in the use of health services for Brazilian children under 5 years of age interviewed in the 2013 National Health Survey (NHS). The Propensity Score Matching (PSM) method was used to correct the lack of comparability between the groups of children under scrutiny. The PSM was estimated by logistic regression and reflects the conditional probability of receiving registration in the FHS given a set of covariates that depict the socioeconomic, demographic, sanitary and health aspects of children and families who comprise same. The prevalence of medical visits and hospitalizations were estimated and incorporate the effects of the complex sample of NHS on all phases of analysis. It was found that children living in households with FHS coverage have worse socioeconomic, sanitary and health conditions, although they had options of medical appointments and hospitalizations close to the children without this healthcare link. The data suggest that the FHS can correct individual and contextual inequalities that impact the health of Brazilians by promoting the use of health services for children even when they have worse living and health conditions.*

Key words *Child health, Family healthcare, Healthcare services, Health surveys, Propensity Score Matching (PSM)*

Resumo *Este estudo verificou a influência da Estratégia Saúde da Família (ESF) no uso de serviços de saúde por crianças brasileiras menores de 5 anos de idade entrevistadas na Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013. Utilizou-se o método de Escore de Propensão (EP) para corrigir a falta de comparabilidade entre os grupos de crianças em estudo. O EP foi estimado por meio de regressão logística e reflete a probabilidade condicional de receber o cadastro na ESF dado um conjunto de covariáveis que retratam aspectos socioeconômicos, demográficos, sanitários e de saúde das crianças e das famílias que estes compõem. Foram estimadas as prevalências de consultas médicas e de internações hospitalares e incorporaram-se os efeitos da amostragem complexa da PNS em todas as fases da análise. Verificou-se que as crianças residentes de domicílios com cobertura da ESF têm piores condições socioeconômicas, sanitárias e de saúde, porém elas tiveram estimativas de consultas médicas e de internações hospitalares próximas a de crianças sem esse vínculo assistencial. Os dados sugerem que ESF pode corrigir desigualdades individuais e contextuais que impactam a saúde dos brasileiros ao favorecer o uso de serviços de saúde por crianças mesmo quando possuem piores condições de vida e saúde.*

Palavras-chave *Saúde da criança, Saúde da família, Serviços de Saúde, Inquéritos de saúde, Escore de propensão*

¹ Universidade Federal do Maranhão. Estrada Pinheiro-Pacas KM 10 s/n, Enseada. 65200-000 Pinheiro MA Brasil. brunodeoliveirama@gmail.com.

² Instituto de Estudos em Saúde Coletiva da Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro RJ Brasil.

Introdução

Nas últimas décadas, países ocidentais implementaram substanciais reformulações nos seus modelos assistenciais de saúde e de reorganização dos seus serviços, privilegiando a Atenção Primária à Saúde (APS) dentro dos sistemas de saúde¹⁻⁴. Entre os países, a experiência de implantação da APS tem permitido compreendê-la como um dos modos mais equitativos e eficientes de se arranjar sistemas e serviços públicos de saúde, por sua capacidade de intervir sobre ampla diversidade de aspectos da realidade social e de saúde, e por influenciar a qualidade de vida e o bem-estar de indivíduos e populações³⁻⁵.

No Brasil, o Ministério da Saúde adotou a Estratégia Saúde da Família (ESF) como a vertente brasileira da APS. A ESF é a porta de entrada prioritária do Sistema Único de Saúde (SUS), sendo capaz de implementar o direito constitucional à saúde, à integralidade das ações de saúde, à equidade do cuidado e a compor redes de atenção de saúde^{3,4}. O aprimoramento e a expansão da ESF em todo o território nacional nos últimos 25 anos permitiu interiorizar o acesso a serviços de saúde e implementar ações e cuidados integrais de promoção, proteção e manutenção da saúde a indivíduos nos seus vários ciclos de vida e gerações³⁻⁶.

A atenção à saúde da criança representa campo prioritário dentro dos cuidados executados pela ESF. Estudos indicam influência positiva da ESF na promoção da saúde materno-infantil, no aumento de consultas médicas, de enfermagem e de puericultura, no acompanhamento do crescimento e desenvolvimento, na prevenção de acidentes, no uso profilático de vitaminas e vacinas, na vigilância em saúde e no controle regular dos problemas de saúde mais prevalentes nessa fase da vida. A ESF favorece menor custo às famílias para prover suas necessidades de saúde, reduz a morbimortalidade infantil e o número de internações hospitalares na infância^{3,5,7-9}.

Contudo, os impactos da ESF nos indicadores de saúde ainda são controversos e questionáveis. Essas críticas ocorrem devido ao fato de que a implantação da ESF está associada a contextos socioeconomicamente desfavoráveis, com concentrada pobreza, precária infraestrutura sanitária, social e de lazer, e outras fragilidades de serviços de saúde, especialmente nas regiões Norte e Nordeste, em municípios de pequeno e médio porte ou nas periferias das grandes cidades do Brasil. Grupos de municípios com renda mais baixa e menor porte populacional apresentam cober-

turas da ESF mais elevadas que as identificadas para os grupos de municípios de renda mais alta e maior número de habitantes^{3-5,7,8,10}. Já nos contextos em que há vários serviços especializados de saúde e o acesso é relativamente comum e fácil para as populações com pior nível socioeconômico, como nas grandes áreas urbanas das regiões mais centrais e ricas do país, a influência da ESF tem sido desvalorizada⁴. Associado a isso, dentro das cidades, a definição dos lugares e das populações que formaram áreas de atuação e de adscrição das equipes de Saúde da Família depende da contingência de múltiplos fatores de ordem política, técnica, geográfica, socioeconômica, demográfica e epidemiológica^{3-5,7}.

Além disso, a maioria dos estudos disponíveis, que buscam comparar os efeitos na saúde das crianças da ESF com outros modelos de APS ou convencionais de atenção à saúde, realizam comparações indevidas entre as crianças que formam os grupos de estudo, pois as características socioeconômicas, demográficas, sanitárias e de saúde desses grupos não são comparáveis entre si, já que não têm a mesma chance de serem atendidos na ESF, pois essa condição depende do cadastro da família a partir da condição de residirem na área de abrangência e atuação da respectiva ESF, o que, portanto, configura-se em viés de seleção dos membros que compõem os grupos de análise^{8,10,11}.

Assim, o cadastro do domicílio na ESF não é aleatório, nem a cobertura dessa estratégia é uniforme dentro e entre zonas urbana e rural, regiões, estados, capitais e demais cidades do país. Logo, a influência da ESF sobre a saúde depende do seu contexto de implantação e das características municipais no campo socioeconômico, dos processos de gestão em saúde local e de políticas públicas^{4,5,8}. As vantagens à saúde das crianças decorrentes do cadastro na ESF podem estar também confundidas. Como as Equipes de Saúde da Família atuam em contextos de maior privação socioeconômica e de serviços de saúde, a melhora nos níveis de saúde podem estar associadas a aprimoramento no acesso à saúde na APS, que antes do cadastro estavam restritas às crianças e famílias com maior status socioeconômico e de posse de plano de saúde^{1,6,8,10}. Dessa forma, controlar as diferenças sistemáticas na distribuição dos atributos entre os grupos de crianças em estudo e focar diretamente nos determinantes do cadastro na ESF representam as principais questões metodológicas para estudos sobre a relação entre ESF e o uso de serviços de saúde¹¹⁻¹³.

Portanto, este estudo verificou se o cadastro do domicílio na ESF (exposição/tratamento) in-

fluenciou no uso de serviços de saúde (desfecho) por crianças brasileiras.

Métodos

Trata-se de estudo transversal realizado com dados secundários que aplicou o método de Escore de Propensão (EP) para analisar a relação entre o cadastro dos domicílios na ESF com o uso de serviços de saúde por crianças brasileiras menores de 5 anos de idade incluídas na base de dados secundários da Pesquisa Nacional de Saúde.

A Pesquisa Nacional de Saúde (PNS)

A PNS foi realizada em 2013 pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em parceria com o Ministério da Saúde (MS) e a Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz)^{14,15}. Trata-se de um inquérito domiciliar de base populacional, de abrangência nacional, realizado com o objetivo de obter informações válidas e representativas da população brasileira sobre suas características das condições de vida e saúde. A população-alvo da PNS é composta pelos residentes em domicílios particulares permanentes no Brasil. No questionário da pesquisa constam questões sobre os domicílios e todos os seus moradores. Uma terceira parte das questões é para o registro de outras informações de saúde de apenas um adulto (≥ 18 anos) selecionado aleatoriamente entre todos os moradores do domicílio selecionado¹⁴.

A PNS utiliza amostra probabilística complexa de domicílios de todas as Unidades Federadas (UF) do Brasil, a qual representa uma subamostra da Amostra Mestra que compõe o Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares (SIPD) do IBGE. A amostragem utilizada foi aleatória por conglomerados em até três estágios de seleção, com estratificação das unidades primárias de amostragem, constituídas por setores censitários ou conjunto de setores. Os domicílios representam as unidades secundárias e o morador adulto (≥ 18 anos) selecionado de cada domicílio a terciária, o qual responde à parte individual do questionário aplicado pela PNS^{14,15}.

Os domicílios e os moradores distribuídos por todas as UF foram selecionados por amostragem aleatória simples, sendo que foram realizadas entrevistas em 64.348 domicílios, nestes 205.546 moradores responderam a parte comum a todos os indivíduos. Da população de crianças menores de cinco anos de idade que compuseram a PNS ($n = 15.332$), foram incluídas aque-

las que tinham a informação sobre o cadastro na ESF do domicílio de residência, representando uma população elegível final de 12.745 indivíduos (sendo 8.442 em domicílios cadastrados na ESF e 4.303 em não cadastrados).

Escore de Propensão (EP)

O EP é um método de análise usado de modo cada vez mais frequente no controle de fatores de confundimento em estudos observacionais, como forma de tratar a falta de comparabilidade entre os grupos de tratamento e o controle, decorrente do viés de seleção dos dados observacionais utilizados¹⁶. A aplicação desse método com esses tipos de dados reduz o viés de seleção por meio do balanceamento da distribuição das características (covariáveis) entre os grupos de tratamento e o controle, permitindo-se obter uma estimativa não enviesada do efeito do tratamento entre os tratados e, semelhante ao que seria possível obter a partir da locação aleatória das unidades de análise no grupo de tratamento, tal como ocorre em estudos randomizados. Dessa forma, com o uso do EP pode-se focar diretamente sobre os determinantes do tratamento e explorar os fatores que são preditores deste de modo mais detalhado do que é feito nos modelos multivariados convencionais¹¹⁻¹³.

Neste estudo, o EP foi estimado por meio de regressão logística. Assim, cada criança em análise tem uma probabilidade condicional (uma propensão) de receber o tratamento (ser exposto ao cadastro do domicílio na ESF) dado um conjunto de covariáveis mensuradas no modelo proposto. Essa probabilidade varia de 0 a 1. Logo, o domicílio em que cada criança reside foi modelado como um desfecho a partir das covariáveis elegíveis, a fim de se estimar a probabilidade de ser cadastrado na ESF, sendo que de fato, uns deles foram realmente expostos (cadastrados) e outros não. Com isso, busca-se reduzir a dimensionalidade de um conjunto de confundidores a uma única medida e permite-se que as unidades de análise com EP similares tenham, na média, probabilidades parecidas de receber o tratamento e distribuição das covariáveis, embora essas unidades de análise possam ter diferente padrão destas^{16,17}.

Após se estimar o EP, utilizou-se o método de estratificação (ou subclassificação) para reduzir o confundimento na associação de interesse. Esse procedimento envolve o agrupamento de todas as unidades da amostra dentro de estratos mutuamente excludentes que foram definidos usando

percentis específicos da distribuição do EP, o que permitiu o pareamento das unidades por estrato. Neste estudo foram criados cinco estratos (quintis ou subclasses do EP)^{11-13,16-19}. Esse número de estrato é sugerido por diferentes autores como capaz de remover pelo menos 90% do viés de seleção¹¹⁻¹³.

Após a estratificação, as amostras de crianças moradoras de domicílios cadastrados na ESF e as não cadastradas serão mais parecidas em seus atributos médios e em suas propensões a receber o tratamento (cadastro do domicílio na ESF) do que antes da estratificação, e o resultado de interesse (uso de serviços de saúde) poderá então ser comparado com maior validade. Com esse procedimento espera-se que dentro de cada estrato, o efeito do tratamento sobre o desfecho possa ser estimado pela direta comparação entre o grupo de crianças tratadas e não tratadas, isso porque a média do efeito do tratamento dentro de cada estrato é uma estimativa do verdadeiro efeito do tratamento^{12,13,17,18}. As estimativas específicas do efeito do tratamento por estrato foram agrupadas para se estimar o efeito médio do tratamento, o qual representa uma média ponderada com pesos iguais à proporção de indivíduos dentro de cada estrato. Logo, a comparação entre os grupos de tratamento torna-se possível devido às covariáveis sumarizarem uma quantidade suficiente de informação relevante sobre o desfecho^{15,19}.

Variáveis de exposição e desfecho

A variável de exposição (tratamento) foi a presença de cadastro do domicílio na ESF, sendo essa informação levantada na PNS por meio da questão *O seu domicílio está cadastrado na unidade de saúde da família? (Sim = 1 ou Não = 0)*. Já os desfechos estudados foram duas medidas de saúde que refletem o uso de serviços de saúde: a realização de consultas médicas nos últimos 12 meses e a referência de internação por mais de 24 horas também nos últimos 12 meses. Esses dois indicadores foram obtidos a partir da conversão do número de consultas e internações hospitalares em variáveis dicotômicas (*Sim = 1 ou Não = 0*), sendo que em ambos os desfechos a realização de ≥ 1 consulta médica ou ≥ 1 internação hospitalar foi considerada como resposta afirmativa.

Baseado nestes indicadores, a hipótese a ser testada foi de que crianças menores de 5 anos de idade residentes em domicílios cadastrados na ESF realizaram maior número de consultas médicas nos 12 meses anteriores à entrevista na PNS e que houve benefícios à saúde desses moradores

associados a esse cadastrado que fizeram eles terem menores chances de internação por mais de 24 horas, também no mesmo período que antecedeu a entrevista na PNS.

Covariáveis de controle

As covariáveis desta pesquisa foram selecionadas a partir de concepções teóricas e considerações empíricas da relação de confundimento que elas podem exercer na associação da exposição em estudo com o desfecho de interesse.

Assim, foi utilizado um conjunto de covariáveis que retratam aspectos socioeconômicos, demográficos, sanitários e de saúde das crianças e de suas famílias. Entre elas estão: sexo; idade; cor/raça; presença de deficiência física, intelectual, auditiva ou visual; posse de plano de saúde; avaliação do estado de saúde da criança referido pelos responsáveis; presença de doença crônica, física ou mental, ou de duração maior do que 6 meses; procura pelo mesmo lugar, médico ou serviço de saúde quando precisa de atendimento de saúde; tipo de serviço no atendimento de saúde; recebe visita do Agente de Endemias; número de moradores no domicílio; localização urbana ou rural do domicílio; macrorregião do país de residência (Norte, Nordeste, Centro-oeste, Sudeste e Sul); área da localização do domicílio (Capital/Região Metropolitana ou restante do estado); tipo de domicílio; material usado na construção das paredes do domicílio; material usado na construção do telhado do domicílio; material usado na construção do piso do domicílio; forma de abastecimento de água no domicílio; acesso à água encanada no domicílio; tratamento de água no domicílio; número de cômodos do domicílio; número de banheiros no domicílio; destino dos dejetos do banheiro; destino do lixo do domicílio; presença de energia elétrica no domicílio; posse de telefone fixo ou celular; número de eletrodomésticos no domicílio; presença de empregado(a) doméstico(a) mensalista no domicílio e de animal de estimação.

Análise dos dados

Para as crianças que compõem o grupo de tratamento (cujos domicílios estão adscritos na ESF) e as que compõem o grupo controle (cujos domicílios não estão adscritos na ESF) foram estimadas a média e o erro-padrão para se verificar o padrão de distribuição das covariáveis selecionadas para compor o modelo de estimação do EP. Análises gráficas por meio de box-plot foram rea-

lizadas para demonstrar o padrão da distribuição do EP estimado sem estratificação e em quintis (subclasses). Análises de variância (*Estatísticas-F*) foram realizadas para verificar o nível de significância estatística do desbalanceamento das covariáveis antes e depois do controle pela estratificação do EP estimado^{16,17}. Por fim, as estimativas de consultas médicas e de internações hospitalares entre os grupos de tratamento e controle foram realizadas segundo os quintis (subclasses) do EP criado e diretamente ajustadas entre os quintis (subclasses)^{16,17}.

Todas as análises foram feitas no *software* SPSS® versão 24 (SPSS Inc., Chicago, Estados Unidos), que permitiu incorporar os efeitos do plano amostral complexo da PNS 2013 nas estimativas das características das variáveis utilizadas nesta pesquisa bem como na estimativa do EP empregado.

Cuidados éticos

Os dados da PNS são de domínio público e podem ser utilizados de acordo com as pesquisas de interesse. A PNS foi aprovada previamente pela Comissão Nacional de Ética em Pesquisa (CONEP) do Conselho Nacional de Saúde (CNS), Ministério da Saúde¹⁵.

Resultados

A Tabela 1 indica que os níveis médios das covariáveis selecionadas e utilizadas no modelo de estimação do EP não estão igualmente distribuídas entre os grupos de tratamento e controle em estudo. O desbalanceamento da distribuição das covariáveis observadas torna as crianças moradoras de domicílios cadastrados na ESF não comparáveis às crianças moradoras de domicílios não cadastrados ESF.

No modelo proposto de estimação do EP condicionado as covariáveis selecionadas foram incorporadas todas as características do plano amostral complexo da PNS 2013. A avaliação gráfica (box-plot) permitiu verificar a distribuição do EP estimado e os quintis (subclasses) dessas probabilidades, de acordo com a condição de pertencer ao grupo de tratamento ou controle em estudo. Parte das crianças em ambos os grupos de estudo apresentaram semelhantes distribuições de probabilidades estimadas, indicando a sobreposição ou suporte comum dessas estimativas (Figura 1). Quando se consideraram essas probabilidades em quintis (subclasses), observa-

se visualmente que a probabilidade aumentou em ambos os grupos de estudo segundo o aumento das subclasses de probabilidade. Entre os quintis, a variabilidade das probabilidades foi diminuindo, do menor para o maior quintil. Dentro de cada quintil, as distribuições semelhantes de probabilidade tornaram os grupos de crianças em cada quintil mais comparáveis e homogêneos entre si, reduzindo as substanciais diferenças sistemáticas na distribuição das covariáveis entre os grupos de tratamento e controle (Figura 2).

A *Estatística-F* antes da estratificação do EP estimado mostra a magnitude e a significância de variância das covariáveis entre os grupos de tratamento, estando o desbalanceamento evidente na distribuição de 32 categorias das covariáveis selecionadas. Após o ajuste pelo quintil (subclasses) do EP estimado, a *Estatística-F* mostrou uma redução da magnitude e perda da significância estatística da variância das covariáveis entre os grupos de tratamento e controle, alcançando evidente balanceamento em 14 categorias daquelas covariáveis antes desbalanceadas. Contudo, houve redução importante da magnitude da variância de outras 16 categorias de covariáveis e aumento em duas. Mas, dado o tamanho amostral, elas permaneceram com significativas diferenças entre os grupos de estudo, indicando um desbalanceamento residual para estas variáveis (Tabela 1).

As estimativas de uso de serviços de saúde variaram entre os grupos de tratamento e controle dentro de cada subclasse do EP estimado. As estimativas de consultas médicas diminuíram e as de internação hospitalar oscilaram com aumento do quintil do EP, mas crianças do grupo de tratamento, em relação às do grupo controle, têm semelhantes estimativas de internação hospitalar nas subclasses criadas e discreto aumento na estimativa de consultas médicas na 2º, 4º e 5º subclasse, o qual não foi superior a 5,0% (Tabela 2).

Discussão

Os resultados indicam que os níveis médios das covariáveis selecionadas estão distribuídos desigualmente entre os grupos de tratamento e controle em estudo. Semelhante a outras pesquisas, há diferenças importantes nas características socioeconômicas, demográficas e de saúde individuais e contextuais entre moradores e não moradores de domicílios cadastrados na ESF^{3-5,9}. Porém, esse evidente desbalanceio dos confundidores entre os grupos de comparação, devido ao viés de seleção dos domicílios para receber o

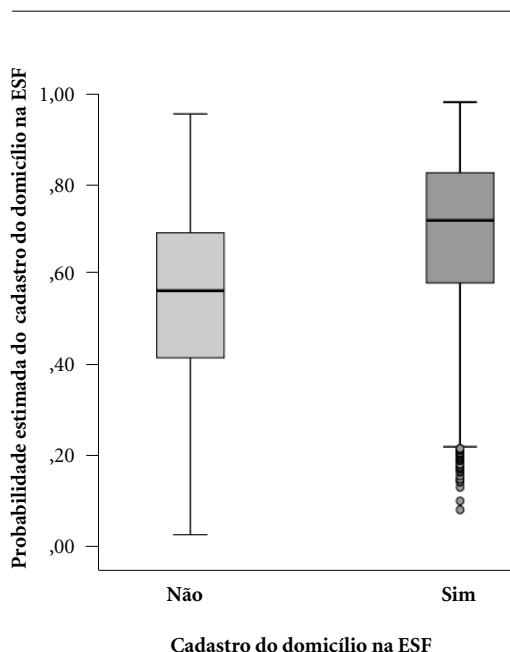


Figura 1. Probabilidade estimada do cadastrado dos domicílios na ESF de crianças menores do que 5 anos de idade (N = 12.745) segundo conjunto de covariáveis utilizadas para estimar o escore de propensão, Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), Brasil, 2013.

cadastro na ESF não permite identificar prontamente a relação causal entre o cadastro na ESF e o uso de serviços de saúde entre crianças menores de 5 anos ao se utilizar dados de estudos observacionais como os da PNS 2013.

O modelo de estimação do EP proposto para os dados populacionais de amostra complexa da PNS usados neste estudo representou útil alternativa de análise para se reestabelecer o balanceamento das covariáveis em relação aos modelos de regressão multivariada convencionais, pois tornou os grupos de estudo mais comparáveis entre si, ao contornar a falta de comparabilidade entre os grupos devido ao viés de seleção dos dados usados. A estratificação das probabilidades em cinco subclasses tornou mais semelhante, em cada quintil, as distribuições de probabilidade das crianças em estudo, de serem cadastradas ou não na ESF, reduzindo as diferenças sistemáticas na distribuição das covariáveis entre os grupos de

tratamento e controle, permitindo obter estimativa não enviesada do efeito do tratamento entre os tratados e, próxima a que seria possível obter a partir da locação aleatória das crianças em estudo no grupo de tratamento, tal como ocorreria em um ideal estudo randomizado.

A observação direta dentro dos quintis permitiu verificar prontamente que há pequena influência da ESF no uso de serviços de saúde por crianças brasileiras menores de 5 anos de idade. De modo geral, crianças que têm garantia de vínculo assistencial com a ESF tiveram estimativas de consultas médicas e de internações hospitalares próximas a de crianças sem esse vínculo. Esses achados sugerem que, na fase da vida em que são maiores e mais esperadas as frequências de consultas médicas, crianças do grupo de tratamento têm acesso semelhante ao de crianças do grupo controle. É possível também que elas tenham semelhante resolubilidade dos seus principais problemas e necessidades de saúde, uma vez que a frequência de internação hospitalar não diferiu entre os grupos de estudo.

Em vários países, indicadores de uso de serviços de saúde têm sido avaliados em estudos com dados de inquéritos populacionais^{1,2,6,11,20}. Contudo, a interpretação desses dados não se mostra trivial, pois essa efetiva utilização decorre de complexa combinação de fatores, o que inclui desde a necessidade, a percepção de saúde, as características socioeconômicas, demográficas e sanitárias dos indivíduos, até a oferta, o tipo de serviço e de organização e integração do sistema de saúde em questão²¹⁻²³.

Ao longo dos últimos anos, atenção especial vem sendo dada aos impactos relacionados à gestão e organização de sistemas e redes de atenção à saúde sobre o uso de serviços de saúde. Nesse contexto, a APS vem sendo adotada em um número cada vez maior de países como elemento de integração dessas redes assistenciais e de organização de seus sistemas de saúde de modo mais equitativo e eficiente, ao representar um marco referencial para a estruturação dos serviços em lógica alternativa ao modelo assistencial até então vigente^{2,24}.

No Brasil, a APS foi sistematizada e aperfeiçoada na ESF a qual representa a porta de entrada prioritária no SUS. A ESF funciona por meio de equipes de saúde multiprofissionais, localizadas em áreas geográficas definidas e com populações adstritas. A ESF expandiu-se de locais com desfavorável condição de risco e vulnerabilidade socioeconômica, sanitária, epidemiológica e de dependência do SUS^{4,5} para contextos de vida e

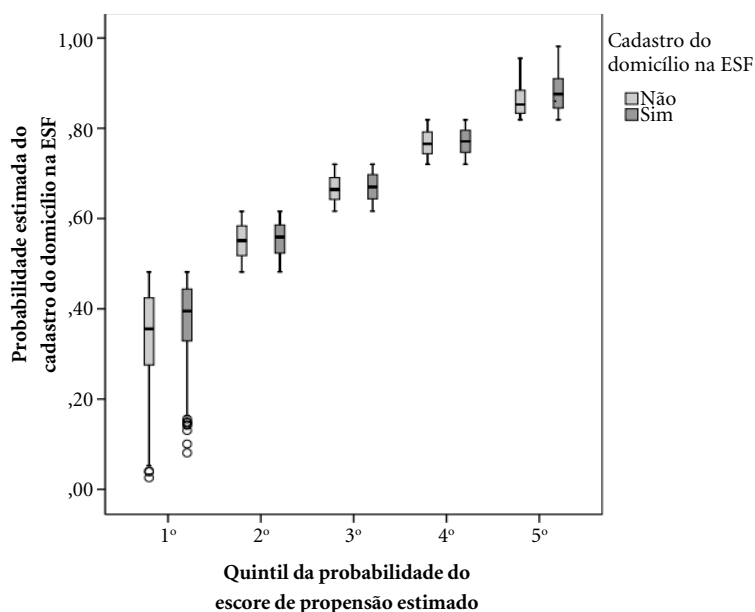


Figura 2. Balanceamento dentro dos quintis (subclasses) da probabilidade estimada do escore de propensão segundo o cadastrado dos domicílios na ESF de crianças menores do que 5 anos de idade (N = 12.745), Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), Brasil, 2013.

saúde mais favoráveis. Contudo, entre os municípios brasileiros, independente do nível dessas desvantagens, observam-se grandes variações na capacidade e qualidade das Equipes de Saúde da Família, incluindo variada disponibilidade de equipamentos básicos, humanos e de apoio institucional ofertado³⁻⁵. Logo, acessibilidade à saúde no contexto da ESF está relacionada às características dos serviços e dos recursos sociais e de saúde que facilitam ou limitam seu uso pelos usuários²¹, essa combinação de fatores individuais, contextuais e institucionais definem a equidade no uso de serviços de saúde^{21,22}.

Desse modo, embora a ESF se configure como a principal proposta resolutive dos principais fatores relacionados às desigualdades no uso de serviços de saúde no Brasil, as elevadas e semelhantes estimativas de consultas médicas e de internações hospitalares em ambos os grupos de estudo observadas nesta pesquisa diferem dos resultados observados em outras pesquisas, revelando que não há aumento relevante no uso de serviços de saúde decorrente do vínculo na ESF, quando comparados aos sujeitos sem esse vínculo definido^{5,6,10,25}. Porém, esses achados sustentam a interpretação de que, em parte, a ESF tem alcançando seus ideais, ao ter importante papel na redução das iniquidades no acesso à saúde no

Brasil, uma vez que as crianças vinculadas à ESF vivem em piores condições sociais, sanitárias e de vida do que as sem cadastro no ESF^{3,5,8}. Como as suas condições de vida e saúde estão correlacionadas com o acesso aos serviços de saúde, a ESF pode, por extensão, reduzir desigualdades socioeconômicas, melhorar os indicadores de saúde e favorecer a qualidade de vida, equidade e a saúde da população estudada^{2,6,26}.

Estudos revelam que crianças que têm a ESF como fonte regular de cuidado apresentam alta acessibilidade em saúde, indicando que essa estratégia contribui positivamente para a realização de consultas médicas e o equilíbrio das taxas de internação^{2-4,6,8,26}. No entanto, parte desses estudos apresentam recortes metodológicos diferentes e sofrem da falta de comparabilidade entre os grupos de estudos, pois as características socioeconômicas, demográficas, epidemiológicas e sanitárias desses grupos não são comparáveis entre si, pois eles não têm a mesma chance de serem atendidos na ESF. Em geral, crianças que têm vínculo regular com a ESF vivem em contextos socioeconomicamente desfavoráveis e de precária e frágil infraestrutura sanitária, social e de lazer^{3,4,6,7}. Por isso, ao se utilizar o EP para se controlar as diferenças sistemáticas de suas covariáveis, decorrentes do viés de seleção dos mem-

Tabela 1. Distribuição e comparação das covariáveis socioeconômicas, demográficas e de saúde de crianças menores de 5 anos de idade de domicílios cadastrados ou não na ESF, e análise de variância (*Estatística-F*) antes e depois do controle pelo quintil (subclasses) do escore de pensão estimado, Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), Brasil, 2013.

Covariáveis	Cadastro do domicílio na ESF		Estatística-F Antes da estratificação ²	Estatística-F Depois da estratificação ³
	Sim (n = 8.442)	Não (n=4.303)		
	Média (Erro- Padrão) ¹	Média (Erro- Padrão) ¹		
Sexo (masculino = 1)	0,52 (0,009)	0,50 (0,012)	0,31	1,20
Idade (em anos)	2,06 (0,024)	2,08 (0,032)	0,84	0,42
Cor/raça (Não branca = 1)	0,59 (0,009)	0,47 (0,014)	61,09*	1,72
Presença de algum tipo deficiência	0,01 (0,001)	0,01 (0,003)	0,11	2,12
Posse de plano privado de saúde	0,20 (0,009)	0,39 (0,014)	382,78*	5,04**
Estado de saúde da criança referido pelos responsáveis (boa = 1)	0,13 (0,006)	0,08 (0,007)	12,71*	3,91
Presença de doença crônica	0,03 (0,003)	0,05 (0,006)	0,17	7,24**
Procura pelo mesmo lugar, médico ou serviço de saúde no atendimento de saúde	0,82 (0,008)	0,80 (0,01)	39,22*	9,42**
Tipo de serviço no atendimento de saúde				
UBS	0,46 (0,011)	0,29 (0,014)	363,61*	16,48*
Hospital	0,02 (0,003)	0,01 (0,003)	2,02	0,10
Centros médicos	0,20 (0,008)	0,25 (0,014)	18,72*	0,01
Farmácia	0,13 (0,008)	0,25 (0,012)	219,60*	4,36
Outros	0,19 (0,008)	0,20 (0,01)	39,22*	9,42*
Frequência com que recebe visita do Agente de Endemias				
Mensalmente	0,26 (0,01)	0,13 (0,011)	322,84*	26,13*
Não mensalmente	0,48 (0,01)	0,47 (0,014)	2,06	1,09
Não recebe	0,27 (0,009)	0,41 (0,014)	281,83*	29,73*
Localização do domicílio (Urbana = 1)	0,79 (0,007)	0,90 (0,006)	194,43*	2,07
Macrorregião do domicílio no país				
Norte	0,11 (0,005)	0,11 (0,006)	16,08*	0,16
Nordeste	0,38 (0,009)	0,19 (0,009)	187,59*	10,35*
Centro-oeste	0,07 (0,004)	0,09 (0,005)	70,79*	16,92*
Sudeste	0,31 (0,009)	0,46 (0,013)	41,58*	5,39**
Sul	0,14 (0,007)	0,15 (0,011)	4,59**	41,50*
Área da localização do domicílio (Capital ou Região Metropolitana = 1)	0,32 (0,008)	0,54 (0,014)	709,97*	62,52*
Tipo de domicílio (Casa/apartamento = 1)	0,99 (0,001)	0,99 (0,001)	0,12	0,25
Número de moradores no domicílio	4,62 (0,035)	4,32 (0,039)	56,17*	0,15
Material adequado na construção das paredes do domicílio (sim = 1)	0,88 (0,006)	0,92 (0,007)	22,32*	1,14
Material adequado na construção do telhado domicílio (sim = 1)	0,97 (0,003)	0,97 (0,005)	13,49*	2,24
Material adequado na construção do piso domicílio (sim = 1)	0,96 (0,004)	0,97 (0,005)	0,15	1,53
Forma de abastecimento de água (Rede geral)	0,78 (0,008)	0,86 (0,008)	19,02*	24,96*
Acesso à água encanada (sim = 1)	0,88 (0,006)	0,94 (0,006)	86,81*	0,34
Tratamento de água no domicílio (sim = 1)	0,64 (0,01)	0,71 (0,014)	72,42*	11,79*
Número de cômodos do domicílio	5,6 (0,046)	5,9 (0,076)	49,43*	5,98**
Número de banheiros no domicílio	1,16 (0,013)	1,50 (0,032)	345,63*	8,46*
Destino dos dejetos do banheiro (Rede geral)	0,45 (0,011)	0,66 (0,014)	268,22*	0,22
Coleta regular do lixo domiciliar (sim = 1)	0,83 (0,007)	0,93 (0,007)	131,53*	3,07

continua

Tabela 1. Distribuição e comparação das covariáveis socioeconômicas, demográficas e de saúde de crianças menores de 5 anos de idade de domicílios cadastrados ou não na ESF, e análise de variância (*Estatística-F*) antes e depois do controle pelo quintil (subclasses) do escore de propensão estimado, Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), Brasil, 2013.

Covariáveis	Cadastro do domicílio na ESF		Estatística-F Antes da estratificação ²	Estatística-F Depois da estratificação ³
	Sim (n = 8.442)	Não (n=4.303)		
	Média (Erro-Padrão) ¹	Média (Erro-Padrão) ¹		
Energia elétrica no domicílio (sim = 1)	0,99 (0,001)	0,99 (0,002)	1,02	1,24
Possui telefone fixo ou celular (sim = 1)	0,92 (0,005)	0,96 (0,004)	36,56*	5,21**
Número de eletrodomésticos no domicílio	4,68 (0,047)	5,9 (0,083)	369,37*	0,19
Tem no domicílio empregado (a) doméstico (a) mensalista? (sim = 1)	0,05 (0,005)	0,11 (0,01)	172,63*	15,22*
Tem animal de estimação (sim = 1)	0,56 (0,009)	0,46 (0,014)	103,37*	1,92
Total	0,66 (0,008)	0,34 (0,008)	---	---

Notas: 1- Estimativas realizadas incorporando-se todas as características do plano amostral complexo da (PNS), Brasil, 2013. 2- Estatística-F= Estatística-T do quadrado de duas amostras; 3- Estatística-F para o efeito médio do cadastro do domicílio na ESF após o ajuste pelo quintil (subclasses) do escore de propensão estimado segundo as covariáveis apresentadas na tabela; *0,0001; **0,05 > p > 0,01.

Tabela 2. Proporção de consultas médicas e de internação hospitalar entre crianças menores de 5 anos de idade (N=12.745) de domicílios cadastrados ou não na ESF, depois do ajuste pelo quintil (subclasses) do escore de propensão estimado, Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), Brasil, 2013.

Quintis (subclasses) ¹	Grupos de Tratamento	Número de crianças	Consultas médicas ²		Internação Hospitalar ²	
			%	Erro-Padrão	%	Erro-Padrão
1º	Com ESF	1.033	91,0	(1,6)	9,5	(1,3)
	Sem ESF	1.516	93,3	(1,1)	9,8	(1,3)
2º	Com ESF	1.492	91,0	(1,1)	8,0	(0,9)
	Sem ESF	1.057	86,5	(1,6)	8,0	(1,3)
3º	Com ESF	1.698	88,1	(1,3)	9,0	(1,2)
	Sem ESF	851	89,4	(1,8)	10,0	(1,6)
4º	Com ESF	1.965	87,2	(1,2)	10,3	(1,4)
	Sem ESF	584	82,2	(2,7)	6,1	(1,4)
5º	Com ESF	2.254	84,0	(1,3)	8,0	(0,8)
	Sem ESF	295	81,0	(4,2)	9,0	(3,1)
Diretamente ajustado entre os quintis (subclasses)	Com ESF	8.442	88,0	(0,4)	9,0	(0,3)
	Sem ESF	4.303	88,0	(0,5)	9,0	(0,4)

Notas: 1- Baseado no Escore de Propensão Estimado. 2- Estimativas realizadas incorporando-se todas as características do plano amostral complexo da (PNS), Brasil, 2013.

bro que compõem os grupos de análise, o efeito da ESF nos desfechos estudados não diferiu em relação às crianças não cadastradas. Entretanto, esses achados sugerem que essas crianças têm suas demandas atendidas ao apresentarem níveis semelhantes de consulta e internação daqueles observados nas crianças socioeconomicamente mais favorecidas, indicando que a ESF pode corrigir as desigualdades individuais e contextuais

que impactam na saúde, especialmente entre as populações mais necessitadas.

Embora esses resultados sejam importantes, é necessário fazer algumas ressalvas. Entre elas, está à variabilidade do estágio de implantação das Equipes de Saúde da Família nas diferentes cidades do Brasil. A implantação dessas ESF no país experimentou expressiva expansão na última década, com ritmos diferentes entre regiões

e porte populacional dos municípios. Porém, o modo como essas ESF estão estruturadas não é o mesmo nas várias localidades do país e, em parte, elas podem estar se distanciando dos pressupostos assistenciais da APS devido aos processos de gestão e organização local. Por isso, diferenças que deveriam ser mais marcadas nesta análise de saúde podem não ter sido observadas. Malta *et al.*⁵ referem que o Governo Federal adota estratégias para reduzir as diferenças na implantação dessas ESF, mas que ainda é preciso avançar para tornar mais semelhantes, em seus atributos e processos, as ESF existentes no país.

Outra questão refere-se ao modelo do EP proposto, pois esses escores são condicionados às covariáveis mensuradas e incluídas no modelo e, por isso, não controla variáveis não ou imperfeitamente mensuradas¹¹. Assim, confundidores não mensurados podem afetar a interpretação da associação estimada. Apesar de coletados, os dados de renda familiar da PNS ainda não estavam divulgados na ocasião da redação deste arti-

go. Contudo, optamos por realizar um controle indireto dessas covariáveis por meio de outras mensuradas que podem revelar o nível socioeconômico contextual e composicional dos lugares e das famílias das crianças estudadas.

Desse modo, apesar dessas limitações, a pesquisa demonstrou que é possível rebalancear, entre os grupos de estudo, a distribuição de covariáveis de dados observacionais como os da PNS, inclusive incorporando todas as características do seu plano amostral complexo por meio do EP. Embora se tenha observado que a ESF tem efeito pequeno no uso de serviços de saúde no Brasil entre crianças menores de 5 anos de idade, verificou-se que pode corrigir desigualdades e, por estar no primeiro nível de atuação de um sistema de saúde, pode ordenar o atendimento e reduzir custos. Logo, a ESF deve continuar a receber investimentos de modo a favorecer qualidade de vida, bem-estar, crescimento e desenvolvimento mais saudáveis das crianças nas diferentes localidades do país.

Colaboradores

BLCA Oliveira, JPL Moreira e RR Luiz declaram a responsabilidades de terem participado igualmente da concepção do projeto, revisão da literatura, análise e interpretação dos dados, redação, revisão crítica de seu conteúdo e aprovação da versão final para a publicação.

Referências

1. Castro RCL, Knauth DR, Harzhein E, Hauser L, Duncan BB. Avaliação de qualidade da atenção primária pelos profissionais de saúde: comparação entre diferentes tipos de serviços. *Cad Saude Publica* 2012; 28(9):1772-1784.
2. Carey TA, Wakerman J, Humphreys JS, Buykx P, Linderman M. What primary care services should residents and remote Australia be able to access? A systematic review of “core” primary health care services. *Health services* 2013, 13:178.
3. Macinko J, Harris MJ, Phil D. Brazil’s family health strategy – delivering community-based primary care in a universal health system. *N Engl J Med* 2015; 372(23):2177-2181.
4. Bretani A, Grisi SJFE, Taniguchi MT, Ferrer APS, Bourroul MLM, Fink G. Rollout of community-based family health strategy (programa saúde da família) is associated with large reductions in neonatal mortality in São Paulo, Brazil. *SSM population Health* 2016; 2:55-61.
5. Malta DC, Santos MAS, Stopa SR, Vieira JEB, Melo EA, Reis AAC. A cobertura da Estratégia de Saúde da Família (ESF) no Brasil, segundo a Pesquisa Nacional de Saúde, 2013. *Cien Saude Colet* 2016; 21(2):327-338.
6. Viacava F, Bellido JG. Condições de saúde, acesso a serviços e fontes de pagamento, segundo inquéritos domiciliares. *Cien Saude Colet* 2016; 21(2):351-370.
7. Caldeira AP, Oliveira RM, Rodrigues OA. Qualidade da assistência materno-infantil em diferentes modelos de Atenção Primária. *Cien Saude Colet* 2010; 15(Supl. 2):3139-3147.
8. Cunha CLF, Silva, RA, Gama, MEA, Costa GRC, Costa ASV, Tonial SR. O uso de serviços de atenção primária à saúde pela população infantil em um estado do nordeste brasileiro. *Cad. Saude Coletiva* 2013; 21(2):115-120.
9. Oliveira VBCA, Veríssimo MLOR. Children’s health care assistance according to their families: a comparison between models of Primary Care. *Rev Esc Enferm* 2015; 49(1):30-36.
10. Leão CDA, Caldeira AP, Oliveira MMC. Atributos da atenção primária na assistência à saúde da criança: avaliação dos cuidadores. *Rev Bras Saude Matern. Infantil* 2011; 11(3):323-334.
11. Patorno E, Grotta A, Bellocco R, Schneeweiss S. Propensity score methodology for confounding control in health care utilization databases. *Epidemiology Biostatistics and Public Health* 2013; 10(3):8940-8916.
12. Rosenbaum PR, Rubin DB. Reducing Bias on observational studies using subclassification on the propensity score. *Journal of the American Statistical Association* 1984; 79(387):516-524.
13. Oakes JM, Johnson P. Propensity score matching for social epidemiology. In: Oakes JM, Johnson P, editors. *Methods in social epidemiology*. Hoboken: Jossey-Bass, A Wiley Imprint; 2006. p. 370-392.
14. Sousa-Júnior PRB, Freitas MPS, Antonaci GA, Szwarcwald CL. Desenho da amostra da Pesquisa Nacional de Saúde 2013. *Epidemiologia e Serviços de Saude* 2015; 24(2):207-216.
15. Iser BPM, Stopa SR, Chueiri PS, Szwarcwald CL, Malta DC, Monteiro HOC, Duncan BB, Schmidt MI. Prevalência de diabetes autorreferida no Brasil: resultados da Pesquisa Nacional de Saúde 2013. *Epidemiol e Serv Saude* 2015, 24(2):305-314.
16. Pan W, Bai H. Propensity Score Analysis. In: Pan W, Bai H, editors. *Propensity Score Analysis: fundamentals and developments*. New York: The Guilford press; 2015. p. 3-19.
17. Hahs-Vaughn DL. Propensity Score Analysis with complex survey samples. In: Pan W, Bai H, editors. *Propensity score analysis: fundamentals and developments*. New York: The Guilford press; 2015. p. 237-264.
18. Graf E. The propensity score in the analysis of therapeutic studies. *Biometrical Journal* 1997; 39(3):297-307.
19. D’agostino-Júnior RB. Tutorial in biostatistics: propensity score methods for bias reduction in the comparison of a treatment to a non-randomized control group. *Statistics in Medicine* 1998; 17:2265-2281.
20. Moreira JPL, Moraes JR, Luiz RR. Utilização de consulta médica e hipertensão arterial sistêmica nas áreas urbanas e rurais do Brasil, segundo dados da PNAD 2008. *Cien Saude Colet* 2011; 16(9):3781-3793.
21. Travassos C, Martins M. Uma revisão sobre os conceitos de acesso e utilização de serviços de saúde. *Cad Saude Publica* 2004; 20(Supl. 2):S190-S198.
22. Travassos C, Oliveira EXG, Viacava F. Desigualdades geográficas e sociais no acesso aos serviços de saúde no Brasil: 1998 e 2003. *Cien Saude Colet* 2006; 11(4):975-986.
23. Silva ZP, Ribeiro MCSA, Barata RB, Almeida MF. Perfil sociodemográfico e padrão de utilização dos serviços de saúde do Sistema Único de Saúde (SUS), 2003-2008. *Cien Saude Colet* 2011; 16(9):3807-3816.
24. Gil C. Atenção primária, atenção básica e saúde da família: sinergias e singularidades do contexto brasileiro. *Cad Saude Publica* 2006; 22(6):1171-1181.
25. Araújo RL, Mendonça AVM, Sousa MF. Percepção dos usuários e profissionais de saúde no Distrito Federal: os atributos da atenção primária. *Saúde debate* 2015; 39(105):387-399.
26. Reichert APS, Leônico, ABA, Toso BRG, Santos, NCCB, Vaz, EMC, Collet N. Organização familiar e comunitária na Atenção Primária à Saúde da criança. *Cien Saude Colet* 2016; 21(1):119-127.

Artigo apresentado em 17/06/2016

Aprovado em 13/07/2017

Versão final apresentada em 15/07/2017

