

ABSTRACT

How to get away with multicollinearity: a users' guide

This paper explains how to detect and overcome multicollinearity problems. In particular, we describe four procedures to handle high levels of correlation among explanatory variables: (1) to check variables coding and transformations; (2) to increase sample size; (3) to employ some data reduction technique and (4) to check specific literature on the subject. Methodologically, the research design uses basic simulation to show how multicollinearity affects coefficients efficiency. In addition, we adopted TIER 2.0 documentation protocol in order to increase transparency and to ensure results replicability. We argue that significant progress can occur in our discipline if scholars check their data for multicollinearity using the checklist presented in this article.

Keywords: multicollinearity; linear regression; quantitative methods.

How to get away with multicollinearity: A users' guide¹

Dalson Figueiredo Filho²

Lucas Silva³

Enivaldo Rocha⁴

Amanda Domingos⁵

INTRODUCTION

The ordinary least squares regression is the most popular functional form used in Political Science empirical research (KRUGER e LEWIS-BECK, 2008). When its main assumptions are met, the estimates are both efficient and unbiased which econometricians define as the Best Linear Unbiased Estimator. Unbiased since there is no systematic tendency to overestimate or underestimate the true population parameter. And efficient since it generates the lower variance among all possible coefficients (KENNEDY, 2005).

And what happens when assumptions are violated? There are different procedures that can be applied in order to guarantee reliable estimates of population parameters (KELLSTEDT AND WHITTEN, 2013; WOOLDRIDGE, 2009, ACHEN, 2002). In this paper we focus in one particular problem: multicollinearity (FARRAR AND LAUBER, 1967). This is because high levels of correlation among explanatory variables produce adverse effects on coefficients efficiency. Therefore, given that regression models are the statistical workhorses of

1 We appreciate very helpful comments provided by Política Hoje's anonymous reviewers, Nicole Janz, and Richard Ball. We are also thankful to the Teaching Integrity in Empirical Research workshop (TIER - Haverford College) for both training and financial support.

2 Professor Adjunto do Departamento de Ciência Política da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Email: dalson.figueiredofo@ufpe.br.

3 Mestrando em Ciência Política pela Universidade de São Paulo (USP). Graduado em Ciência Política pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Email: lucas.eosilva@usp.br.

4 Professor Titular do Departamento de Ciência Política da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Email: enivaldocrocha@gmail.com.

5 Mestranda em Ciência Política pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Graduada em Ciência Política pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Email: amanda.domingos@ufpe.br.

our discipline, it is important that political scientists understand which are the substantive meaning and the practical consequences of multicollinearity (HAIR et al, 2009).

In this paper we describe four procedures to handle high levels of correlation among explanatory variables: (1) to check variables coding and transformations; (2) to increase sample size; (3) to employ some data reduction technique and (4) to check specific literature on the subject. Our target audience are both undergraduate and graduate students in early stages of training. Methodologically, we use basic simulation to show how multicollinearity affects coefficients efficiency. In addition, we adopted TIER 2.0 documentation protocol in order to increase transparency and to ensure results replicability (KING, 1995; PARANHOS et al, 2014; JANZ, 2015).

The remainder of the paper is divided as follows. The following section defines what is multicollinearity. Then we describe the main consequences of high levels of correlation among explanatory variables on the estimates efficiency. Third section describes how to identify multicollinearity in regression analysis. The fourth section presents four procedures to overcome those problems. We conclude with a simulated example that illustrates what happens to the coefficients when the correlation among explanatory variables is too high.

WHAT IS MULTICOLLINEARITY?

The lack of perfect correlation among explanatory variables is a key assumption of all regression models. Mathematically, it is impossible to calculate the standard error when the correlation among independent variables is 1 or -1. For this reason, when we say multicollinearity we mean high multicollinearity instead of perfect or exact correlation between X and Z. Different from autocorrelation and heteroscedasticity which are statistical problems, multicollinearity is a data problem. Therefore, we could have multicollinearity even when all OLS assumptions are met.

Although it is extremely unlikely to observe perfect correlations in practice, we generally observe some level of association among our predictors. Multicollinearity exists whenever two or more of the explanatory variables in a regression model are highly correlated. Table 1 shows an example of collinearity.

Table 1 – Collinearity with three independent variables

	Y	X1	X2	X3
Y	1			
X1	.720	1		
X2	.670	.750	1	
X3	.600	.740	.960	1

Source: authors (2016)

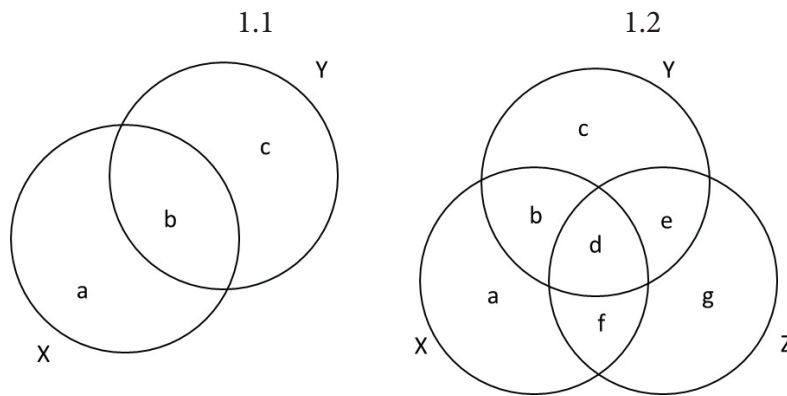
The correlation between X2 and X3 ($r = .960$) is higher not only than the correlation between X2 and Y ($r = .670$) but also than the correlation between X3 and Y ($r = .600$). This means that the association between independent variables is stronger than the correlation between independent and dependent variables. The higher the correlation, the greater its potential problems⁶.

⁶ See: Angrist and Pischke (2010), Gujarati and Porter (2009), Kellstedt and Whitten (2013), Long (1997),

CONSEQUENCES?

The main consequence of high levels of correlation among explanatory variables is inefficiency. Multicollinearity tends to overestimate the size of standard errors and, therefore, it decreases the reliability of significance tests. For example, p-values will be higher and confidence intervals will be wider than a model without multicollinearity. Another way of saying is, when independent variables are highly correlated, we have less information to estimate the individual coefficient of each explanatory variable. Less information leads to less efficiency since we have more variation in our estimates. Let's not forget the rule of the thumb: multicollinearity reduces efficiency but does not cause bias. Our coefficients will continue unbiased estimates of population parameters but they will no longer remain with minimum variance. In short, we lose the "best" of our blue estimator (best linear unbiased estimator). Figure 1 shows how multicollinearity affects efficiency using a Venn diagram.

Figure 1 – Multicollinearity



Source: authors (2016)

Figure 1.1 displays two variables (X and Y). The correlation between them is represented by "B". Figure 1.2 includes a new variable in the equation, Z. D + F represents the correlation between the independent variables (X and Z). Using only X to explain Y, we will have information from B + D. Using only Z to explain Y, we will have information from D + E. But what happens if we use both X and Z at the same time?

Regression models only use the unique variance of each independent variable and the dependent variables. In other words, all information from D would be lost since that is common area between X and Z. Therefore, higher the correlation among explanatory variables, less unique information will be available to estimate the coefficients. When the correlation is perfect, there is only common area and the estimation is impossible. Computationally, most software displays an error message and automatically drop one of the collinear variables out of the model (KENNEDY, 2009).

In addition, high levels of correlation among independent variables can lead to a model where most coefficients are not statistically significant but it has an overall good fit. It is meaningless to adjust a model in which all coefficients are not different from zero but it has a high coefficient of determination (r^2). Lastly, another problem with collinear variables is

Wooldridge (2009), Achen (2002), Agresti and Finlay (2009), Beck (2010), Greene (2012) and Stock and Watson (2011). See also: <<https://www.youtube.com/watch?v=kBlUStQcnJU>> and < See: <https://onlinecourses.science.psu.edu/stat501/node/344>>.

that we get unstable coefficients. Just by adding or excluding one single case and/or new variable we can dramatically change the magnitude and direction of the estimated coefficients.

HOW TO DETECT?⁷

The simplest way to detect multicollinearity is to run a correlation matrix among the independent variables. Higher the coefficients magnitude, regardless the direction, greater the potential problems. Applied literature suggests .9 as thresholds (KELLSTEDT AND WHITTEN, 2013; WOOLDRIDGE, 2009, ACHEN, 2002). Another method is to take each independent variable as if it were a dependent and estimate a model using the remaining predictors. Higher the coefficient of determination, higher are the problems.

Technically, we suggest two measures to detect multicollinearity that are widely employed in pedagogical textbooks: (1) Tolerance (T) and (2) Variance Inflation Factor (VIF) (HOFFMANN, 2008; KENNEDY, 2009; KELLSTEDT AND WHITTEN, 2013). Tolerance is the amount of variability of an independent variable that is not explained by the remaining explanatory variables. T is calculated as $1 - r^2$. For example, if the model explains 30% of a particular independent variable, then the tolerance of X1 is .7 ($1 - .3$). Higher the tolerance, lower the collinearity.

Alternatively, VIF is calculated as the inverse of tolerance. For example, if tolerance is .7, VIF will be 1.43 ($1/.7$). Hence, higher the VIF, stronger the correlation among the variables. An interesting characteristic of VIF is that its square root informs the expected variation in the size of the standard error. For example, a VIF of 9 suggests that the standard error will triple its size, while a VIF of 4 indicates that the standard error will be twice its size. And higher the standard error, less reliable significance tests. As rule of thumb, we suggest to interpret the VIF according to the following instructions.

Figure 2 – Correlation x VIF

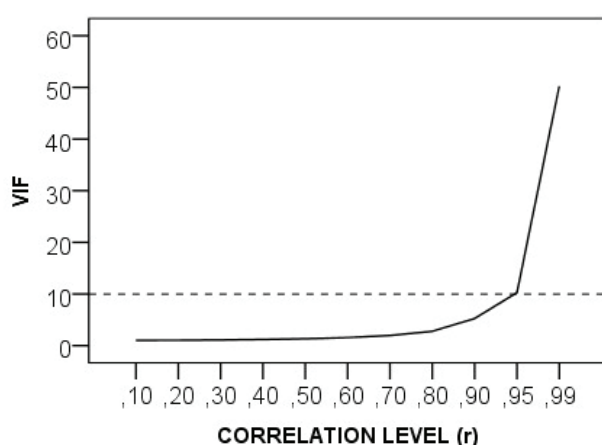


Table 2 – VIF

Score	Meaning
VIF<1	No multicollinearity
1>VIF> 10	Acceptable multicollinearity
VIF> 10	Problematic multicollinearity

The dotted line shows the VIF threshold of 10 which is considered problematic. We observe that when the correlation is less than .9, the observed VIF is lower than the threshold. In

⁷ In addition to the techniques presented in this section, the literature suggests the use of ridge regression, variables standardization and mean centering in order to reduce multicollinearity problems (HOFFMANN, 2008). See Conniffe and Stone (1973) and Marquardt and Snee (1975).

short, a VIF score lower than 1 means no problem at all, VIF higher than 1 and lower than 10 suggest acceptable levels of correlation among independent variables and a VIF higher than 10 indicates potential problems in our coefficients.

HOW TO HANDLE?⁸

We suggest the following checklist to overcome multicollinearity problems: (1) to check independent variables coding and transformations; (2) to increase sample size; (3) to employ some data reduction technique and (4) to check scholarly literature on the subject.

The first method is to carefully examine all variables coding and transformations. This is important since it is common to recode variables according to the specific purposes of our research design. A single overlook can produce adverse effects on the estimated model, particularly in small sample sizes. For example, an error in labeling a recoded variable creates multicollinearity problems since the variable will be included twice in our model. After checking coding and transformation, if the problem remains, we suggest to increase sample size.

Kennedy (2005) and Achen (2002) suggest that multicollinearity problems are particularly troublesome in small samples (micronumerosity). So, we suggest to plan a research design in order to maximize the number of observations available (KING, KEOHANE e VERBA, 1994). For example, if the unit of analysis is the Brazilian states ($n = 27$), we can disaggregate our analysis and gather data from municipalities ($n = 5.570$). Similarly, we can collect more information about the same cases over time and create a panel data⁹. However, the inclusion of new cases often is too costly and/ or too time consuming. In fact, sometimes it is technically impossible to get more observations in order to increase our sample size. For this reason, our third suggestion is to adopt some data reduction technique.

Factor analysis and other related procedures are particularly useful to deal with highly correlated variables. Hence, we can reduce data dimensionality and create indexes (also called dimensions or latent variables) to represent the information from the original observed variables (HAIR et al, 2009; FIGUEIREDO FILHO AND SILVA, 2010). The new estimated dimension can be used as dependent or independent variable in other models (TABACHINICK AND FIDELL, 2007). The disadvantage of this procedure is that we can no longer observe the individual effect of each variable on the dependent variable. Remember: we cannot have it all.

Our last suggestion is to check the scholarly literature on the subject in order to identify the most theoretical important variables. It is common to include a bunch of variables just to see "what happens". It is important that our model only include relevant variables. We strongly discourage the elimination of theoretical important variables from the model since the exclusion of an important variable generates specification problems, that are more

⁸ Kennedy (2005) suggest two conditions that justifies to not do anything when facing multicollinearity problems: (a) if the coefficient of determination of the model is higher than the coefficient of determination using each independent variable as output variable and (b) if the t statistic is higher than 2 for all explanatory variables. In addition, multicollinearity is not an issue when the purpose is forecasting a value of y and the researcher is not interested in identifying the unique effect of each independent variable.

⁹ Time Series Cross Section (TSCS) data has other features that requires other models to handle. See Beck and Katz (1995).

severe than complications generated from higher correlated variables. A wrongly specified model produces biased coefficients, a collinear model does not. Therefore, scholars should only delete specific variables from their model when they have substantive reasons to do so. Otherwise, the medicine can be worse than the disease.

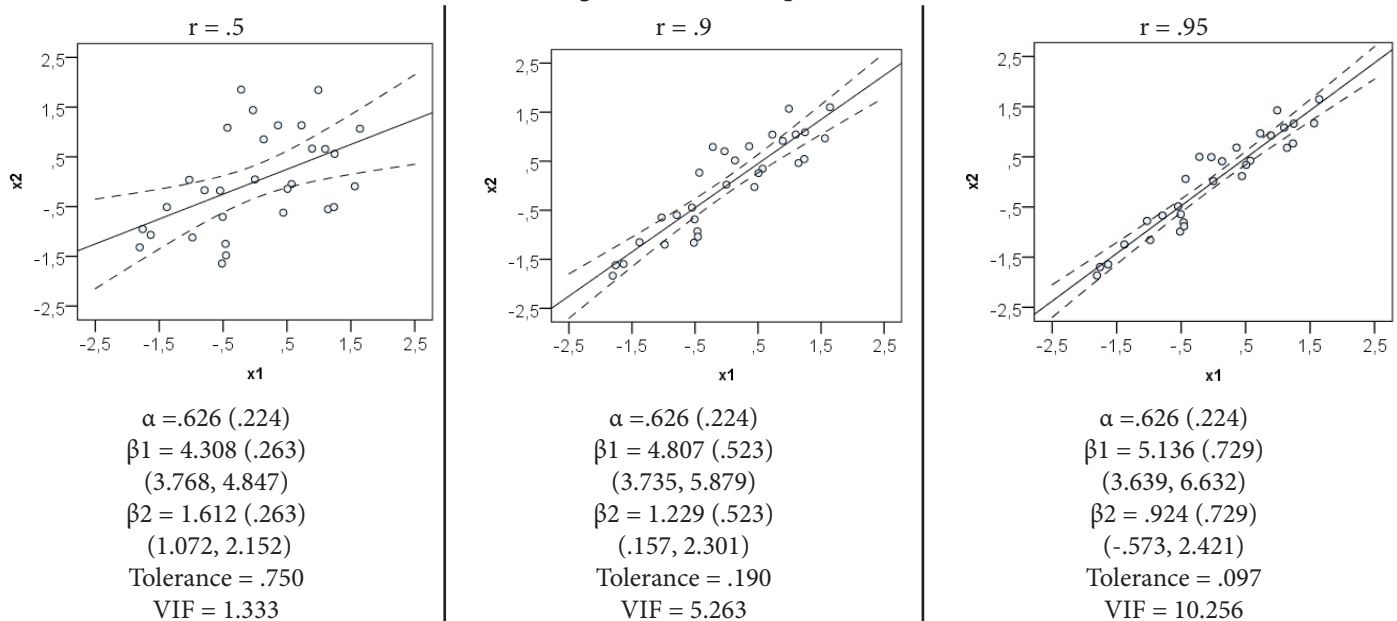
UNDERSTANDING WITH SIMULATION¹⁰

In order to fix the interpretation, we simulated the following model:

$$y = .5 + 4X_1 + 2X_2 + \varepsilon$$

The dependent variable (y) will be a function of the following systematic parameters: constant equals .5, β_1 equals 4 and β_2 equals 2. The error, ε , has mean of zero and follows a normal distribution. We will vary the correlation between x_1 and x_2 to observe what happens with our estimates (regression coefficients and their standard errors). Figure 3 shows the relationship between x_1 and x_2 with different levels of association.

Figure 3 – Same sample, different correlations (n=30)



Source: authors (2016)

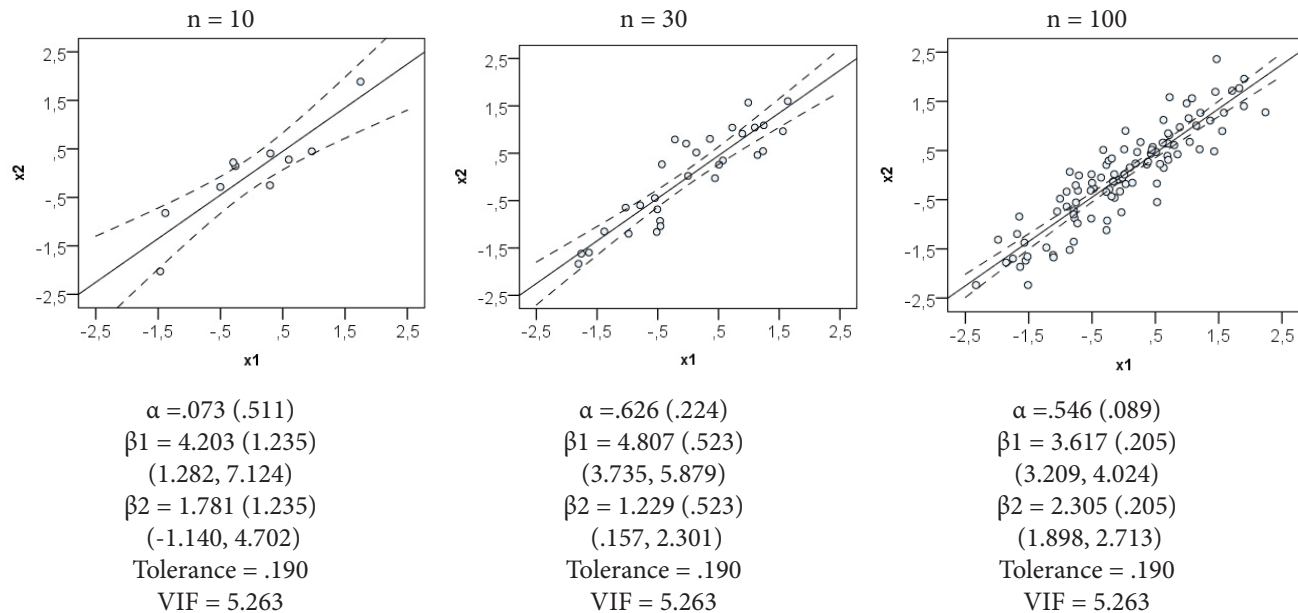
For all cases, the sample size is the same (n=30). When the correlation between x_1 and x_2 is .3, we observe that the estimated coefficients are closer to our population parameters ($\beta_1 = 4$ and $\beta_2 = 2$). However, higher the correlation among the explanatory variables, higher the standard error. In particular, the standard error varies from .263 to .523 when the correlation is .9 and reaches .729 when the association is .95. Thus, lower the efficiency. In addition, the confidence intervals get wider when the correlation increases. When the correlation reaches .95 with a VIF of 10.256, β_2 is no longer statistically significant (-.573, 2.421). On substantive grounds, these results would lead us to type II error: to wrongly retaining the null hypothesis (false negative).

Lastly, we simulated a scenario with the same correlation among the variables (r= .9) but

¹⁰ Codes in the appendix.

varying the sample size (10, 30 and 100). All remaining parameters are the same. Figure 4 shows this information.

Figure 4 – Same correlation, different sample sizes ($r = 0,9$)



Source: authors (2016)

The sample size does not change both VIF and Tolerance scores which keep constant at 5.263 and .190, respectively. However, the effect of multicollinearity on the coefficients efficiency is lower when the sample size increases. For example, with a sample of 10 it is not possible to reject the null hypothesis that β_2 equals zero (-1.140, 4.702). When sample size equals 30, we observe lower standard errors for the regression coefficients and narrower confidence intervals. In other words, we are estimating more accurate estimates of population parameters. Finally, with a sample size of 100, the confidence intervals are even more precise. For β_1 it varies from 3.209 to 4.024 while for β_2 it goes from 1.898 to 2.713. It means that our estimates have less variation (higher efficiency). For this reason, the inclusion of more observations “almost works wonders” to solve multicollinearity problems.

CONCLUSION

This paper provided an introduction on how to detect and handle multicollinearity.

Our focus relied on the intuitive understanding of the concepts since our target audience are undergraduate and graduate students in early stages of training. Our main motivation is the lack of more pedagogical material particularly designed to Political Science. We presented four ways to overcome the problems caused by multicollinearity: (1) to check independent variables coding and transformations; (2) to increase sample size; (3) to employ some data reduction technique and (4) to check scholarly literature on the subject. Methodologically, we used basic simulation to show the impact of high levels of correlation among explanatory variables on coefficients efficiency. The documentation followed TIER 2.0 protocol in order to ensure transparency and replicability.

With this paper we expect to accomplish two related goals: (1) to stimulate the research

agenda in political methodology and (2) to advance the quality of empirical results reported by Brazilian Political Science. We argue that significant progress can occur in our discipline if scholars check their data against multicollinearity using the checklist presented in this article.

REFERENCES

- Achen, Christopher H. (2002). Advice for Students Taking a First Political Science Graduate Course in Statistical Methods," *The Political Methodologist* 10, 2: 10-12.
- Agresti, A., & Finlay, B. (2009). *Statistical methods for the social sciences: With SPSS from A to Z: A brief step-by-step manual*.
- Angrist, J., & Pischke, J. S. (2010). *The credibility revolution in empirical economics: How better research design is taking the con out of econometrics* (No. w15794). National Bureau of Economic Research.
- Beck, Nathaniel. (2010). Making Regression and Related Output More Helpful to Users. *The Political Methodologist* 18(1): 4-9.
- Farrar, D. E., & Glauber, R. R. (1967). Multicollinearity in regression analysis: the problem revisited. *The Review of Economic and Statistics*, 92-107.
- Figueiredo Filho, D. B., & Silva Júnior, J. A. D. (2010). Visão além do alcance: uma introdução à análise fatorial. *Opinião Pública*, 16(1), 160-185.
- Greene, William H. 2012. *Econometric Analysis*. 7th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. (2009). *Basic Econometrics* Mc Graw-Hill International Edition.
- Hair, J. et al. (2009). *Análise multivariada de dados*. Bookman.
- Janz, N. (2015). Bringing the Gold Standard into the Classroom: Replication in University Teaching. *International Studies Perspectives*.
- Kellstedt, P., & Whitten, G. (2013). *The fundamentals of political science research*. Cambridge University Press.
- Kennedy, P. (2005). *A guide to econometrics*. MIT press.
- _____. (2009). *A guide to econometrics*. Wiley-Blackwell.
- King, G. (1995). Replication, replication. *PS: Political Science & Politics*, 28(03), 444-452.
- King, G., Keohane, R. O., & Verba, S. (1994). *Designing social inquiry: Scientific inference in qualitative research*. Princeton University Press.
- Krueger, J. S., & Lewis-Beck, M. S. (2008). Is ols dead?. *The Political Methodologist*, 15(2), 2-4.
- Long, J. Scott. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Vol. 7. Thousand Oaks: Sage Publications
- Paranhos, R., Figueiredo Filho, D. B., Rocha, E. C. D., & Carmo, E. F. D. (2014). A Importância da Replicabilidade na Ciência Política: O Caso do SIGOBR. *Revista Política Hoje*, 22(2), 213-229.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2011). *Dynamic factor models*. Oxford Handbook of Eco-

nomic Forecasting, 1, 35-59.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). Using multivariate statistics, 5th. Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.

Wooldridge, J. M. (2009). On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables. *Economics Letters*, 104(3), 112-114.

APPENDIX

Sample size constant (30), varying correlations levels (.5, .9 e .95)

clear

set seed 1582

mat D=(1,.5\1)

corr2data x1 x2, n(30) corr (D)

graph twoway scatter x1 x2 || lfit x1 x2

pwcorr x1 x2, sig

gen u = rnormal()

generate y=.5 + 4*x1 + 2*x2 + u

regress y x1 x2

vif

clear

set seed 1582

mat D=(1,.9\1)

corr2data x1 x2, n(30) corr (D)

graph twoway scatter x1 x2 || lfit x1 x2

pwcorr x1 x2, sig

gen u = rnormal()

generate y=.5 + 4*x1 + 2*x2 + u

regress y x1 x2

vif

How to get away with multicollinearity: A users' guide

```
clear
set seed 1582
mat D=(1,.95\.95,1)
corr2data x1 x2, n(30) corr (D)
graph twoway scatter x1 x2 || lfit x1 x2
pwcorr x1 x2, sig
gen u = rnormal()
generate y=.5 + 4*x1 + 2*x2 + u
regress y x1 x2
vif
```

Constant correlation ($r = .9$), varying sample size (10, 30 and 100)

```
clear
set seed 1582
mat D=(1,.9\.9,1)
corr2data x1 x2, n(10) corr (D)
graph twoway scatter x1 x2 || lfit x1 x2
pwcorr x1 x2, sig
gen u = rnormal()
generate y=.5 + 4*x1 + 2*x2 + u
regress y x1 x2
vif
```

```
clear
set seed 1582
mat D=(1,.9\.9,1)
corr2data x1 x2, n(30) corr (D)
graph twoway scatter x1 x2 || lfit x1 x2
pwcorr x1 x2, sig
gen u = rnormal()
```

```
generate y=.5 + 4*x1 + 2*x2 + u
regress y x1 x2
vif
*****

clear
set seed 1582
mat D=(1,.9\9,1)
corr2data x1 x2, n(100) corr (D)
graph twoway scatter x1 x2 || lfit x1 x2
pwcorr x1 x2, sig
gen u = rnormal()
generate y=.5 + 4*x1 + 2*x2 + u
regress y x1 x2
vif
```

RESUMO

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

Qual a influência do Programa Saúde da Família para os estados brasileiros atingirem a meta do Objetivo de Desenvolvimento do Milênio – redução da mortalidade na infância, até 2015? No ano 2000 a Organização das Nações Unidas em conjunto com líderes mundiais estabeleceu uma agenda global com oito Objetivos de Desenvolvimento do Milênio que visavam a promoção da dignidade humana. O objetivo deste trabalho é analisar a influência do Programa Saúde da Família, principal estratégia de reformulação da atenção básica, na redução da mortalidade na infância nos estados brasileiros. Para tanto, fazemos uso de estatística descritiva e inferencial, com técnicas de análise bi e multivariada, analisando dados oriundos do DATASUS, IBGE e SIGO. O recorte temporal foi de 2000 a 2011, ano que o Brasil atingiu a meta. Nesse período dez estados bateram a meta de 17,9 de mortalidade na infância estipulada pela ODM, todos com baixa cobertura do PSF. Contudo, os estados com maior cobertura apresentaram maior média de redução da taxa de mortalidade na infância. De modo geral foi possível afirmar que hipótese se confirma, isto é, existe uma influência positiva do PSF na diminuição da mortalidade infantil havendo uma maior redução da taxa nos estados com maior proporção populacional coberta.

Palavras-chave: Programa Saúde da Família; Mortalidade na Infância; Objetivos de Desenvolvimento do Milênio.

ABSTRACT

What influence 'Family Health Program' (in portuguese, Programa Saúde da Família, or PSF) had on Brazilian states in their attempt to achieve the Millennium Development Goals - especially on reducing infant mortality until 2015? In 2000, the United Nations along with global leaders established an international research agenda with eight Millennium Development Goals, intending to promote human dignity. The purpose of the present thesis is to evaluate the influence of the Family Health Program - the main strategy to reformulate the basic care - in reducing child mortality within Brazilian states. For this matter, I analyze descriptive and inferential statistics, with bi and multivariate techniques, and data from DATASUS, IBGE and SIGO databases. The present thesis covers the period from 2000 to 2011, when Brazil reached the goal. Throughout this time ten states went above the goal specified by ODM (1,79): in all of them the Program had low range. However, the states with higher PSF range presented higher average rates of reduction of infant mortality. Overall, the hypothesis that PSF has a positive influence on reducing infant mortality rate can be confirmed, considering that the states with higher reduction of the rate had a higher proportion of population benefiting from the PSF.

Keywords: Family Health Program; Infant Mortality; Millennium Development Goals.

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

Márcio Pedro¹

Diego Rodrigues²

Denisson Silva³

INTRODUÇÃO

No campo da saúde, desde 1994 o Ministério da Saúde brasileiro vem implementando em nível nacional o que hoje consiste na Estratégia Saúde da Família⁴ (ESF). Esta tem por objetivo “reorientar o modelo assistencial a partir da atenção básica, em conformidade com os princípios do Sistema Único de Saúde” (BRASIL, 1997, p.10). O Programa Saúde da Família (PSF) também faz uma contribuição para a queda da taxa de mortalidade infantil (PERES, 2007; AQUINO et al, 2008; MACINKO, 2007; BRASIL, 2008), pois, é considerada pela Organização das Nações Unidas (ONU) como um forte indicador da situação de saúde das populações e de desigualdade social e pobreza de um país (FRANÇA e LANSKY, 2009). Essa instituição estabeleceu no ano 2000 a redução da taxa de mortalidade infantil como uma das 8 metas do milênio que foram estipuladas para 2015. Esse artigo coloca o foco sobre a influência do PSF e a redução dessa taxa.

Na década de 1990, a adoção do PSF pelos municípios evoluiu gradativamente, ampliando assim a inserção do modelo coletivista de saúde no SUS. Guiado pelas aspirações do Movimento Sanitarista das décadas de 1970 e 1980, o sistema de saúde brasileiro experimentou intensas mudanças em seu modelo de saúde, sendo a Constituição de 1988 um marco dessas transformações. A Carta Constitucional de 1988 trouxe no seu bojo o projeto do Sistema Único de Saúde (SUS), que fora delineado pela 8ª Conferência Nacional de Saúde,

1 Mestre em Ciência Política pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). Email: marciovpedro@hotmail.com.

2 Doutor em Ciência Política, Programa de Pós Graduação em Saúde e Ambiente - UNIT. Email: diego-freitasrodrigues@outlook.com.

3 Doutorando em Ciência Política pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Email: denissons-silva@hotmail.com.

4 Para melhor compreensão do trabalho, esclarecemos que as nomenclaturas “Estratégia Saúde da Família” e “Programa Saúde da Família” são utilizadas para descrever o mesmo fenômeno. Ainda que apenas em 2006 o Saúde da Família se torne oficialmente uma estratégia, é comum o uso dos dois termos pelo próprio Ministério da Saúde e pelas Secretarias Estaduais e Municipais de Saúde.

em 1986, e pregava a “saúde como direito de todos e dever do Estado”⁵. Essa prerrogativa determinou que o SUS se estruturasse segundo os princípios de acesso universal, da atenção integral, da descentralização administrativa das ações, da co-responsabilização, do controle social e que visava a promoção da qualidade de vida (PERES, 2007; SILVEIRA FILHO, 2005).

Em meio a esse novo contexto, o Programa Saúde da Família (PSF) englobou e ampliou outro programa com foco na atenção básica, o Programa de Agentes Comunitários de Saúde (PACS), foi responsável por um reforço das ações básicas de saúde, na focalização nas famílias e áreas mais carentes e proporcionou efeitos institucionais importantes. Em certa medida, “o PSF tratou-se de uma mudança do modelo assistencial, pela introdução de dois novos princípios ordenadores da atenção primária: a adstrição territorial da clientela e a unidade familiar como unidade de referência” (DRAIBE, 2003, p.82).

Observando os dados do Ministério da Saúde (2013a), no final de 1999 o PSF estava sendo implementado em 1870 municípios. A cobertura em 2011 passava de 100 milhões de pessoas, mais que dobrando em uma década, uma vez que no ano de 2001 a cobertura era de aproximadamente 45 milhões de pessoas (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2013a). Essa cobertura atinge em maior número de pessoas com baixa renda, 62% dos domicílios cadastrados, ao passo que a cobertura dos domicílios com a renda mensal domiciliar per capita (RDPC) superior a cinco salários mínimos era de 16,2% (IPEA, 2010).

Ainda que a mortalidade infantil tenha diminuído ao longo do tempo, tal redução foi desigual no país, permanecendo as regiões norte e nordeste com altas taxas. Sendo que, as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentam historicamente as menores taxas, enquanto no norte e nordeste a mortalidade infantil sempre esteve em níveis mais altos. Nos anos 1990 a taxa de mortalidade infantil no Nordeste (74,3) é mais do que o dobro das regiões Sudeste (33,6), Centro-Oeste (31,2) e Sul (27,4), mostrando o longo caminho na redução de óbito infantis a ser percorrido pelos estados nordestinos.

Nos primeiros anos da década de 1990, ainda que em meio a “fortes oscilações no sistema de saúde pública” (IBGE, 1999, p. 17), houve uma continuidade desses programas de atenção básica. Em meio a esse contexto surge o Programa Saúde da Família, que visa melhorar a qualidade da atenção básica da saúde, assim como buscar uma redução da TMI (PERES, 2007).

Cabe ainda ressaltar que a cobertura da Saúde da Família atinge, em maior número, pessoas com baixa renda. Entre os domicílios cadastrados até 2009, 62% eram de baixa renda, isto é, tinham uma renda mensal domiciliar per capita de até meio salário mínimo (IPEA, 2010). Tais dados mostram que a Estratégia Saúde da Família possibilita às famílias de baixa renda uma porta de entrada ao sistema público de saúde. Isso é significativo se levarmos em conta que populações de baixa renda dependem mais do sistema público de saúde, representando deste modo uma forma de inclusão social.

Atualmente a ESF abrange grande parte dos municípios brasileiros, estando implementada em todas as unidades da federação. A ampla cobertura mostra que o Saúde da Família consiste numa estratégia consolidada nacionalmente e com inserção nas camadas mais

5 Neste caso consideramos tanto a mortalidade infantil (número de óbitos de crianças nascidas vivas até um ano de idade, por grupo de mil) quanto a mortalidade na infância (número de óbitos de crianças nascidas vivas até cinco anos de idade, por grupo de mil)

baixas da população proporcionando acesso à saúde para esse grupo e almejando praticar o modelo de saúde coletiva. Partindo dessas premissas, trataremos do Programa Saúde da Família e de sua possível influência no combate à um forte indicador de desigualdade social: a mortalidade na infância. O objetivo do presente trabalho foi analisar a influência do Programa Saúde da Família para que os estados brasileiros conseguissem atingir a meta dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) na redução de mortalidade na infância.

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O objetivo deste trabalho foi responder a pergunta: qual a influência do PSF para os estados brasileiros atingirem a meta dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio – redução da mortalidade na infância, até 2015? Como hipótese central do trabalho, acreditamos que exista uma influência ou associação positiva entre o PSF e a queda da mortalidade na infância, havendo uma maior redução do índice onde a cobertura do PSF é maior.

Do ponto de vista operacional, primeiro apresentamos a estatística descritiva da variável dependente (taxa de mortalidade na infância) e da variável independente (proporção estimada da população coberta pelo PSF), para só então fazer o teste de correlação de Pearson com e sem as variáveis controle. Para identificar o efeito do PSF criamos uma variável categórica em três níveis (baixa, média e alta cobertura). Criamos também uma variável categórica da taxa de mortalidade na infância que foi “Atendeu a Meta”. Essa é uma variável dicotômica, nos casos em que se atendeu a meta de 17,9, estipulada pela ODM para 2015, o estado recebeu o valor SIM, caso contrário recebeu o valor NÃO. Foram criadas também mais três variáveis quantitativas em relação à mortalidade na infância, a primeira foi a distância que a UF em determinado ano estava da meta - “Distância da Meta”; a segunda foi a distância percorrida do início da série (2000) até o fim da série (2011) - “Distância percorrida início fim”; a terceira foi o deslocamento ano-a-ano de cada UF em relação à taxa de mortalidade, ou seja, quanto que foi reduzido ou aumentado de um ano para o outro - “Descolamento ano-a-ano”.

Além dos testes de Correlação de Pearson, fizemos mais três testes de hipóteses: 1) Chi-quadrado, 2) t Student para amostras independentes e 3) ANOVA. O Chi-quadrado foi usado para o teste de associação entre as duas variáveis categóricas: “nível de cobertura” vs “Atendeu a meta”. O t Student foi usado para comparar as médias das variáveis quantitativas em relação à variável “Atendeu a meta”, ou seja, testamos se há diferença de cenário entre os estados que bateram e não bateram a meta do milênio, isto é, observamos se as médias dessas variáveis possuem valor estatístico ou não. ANOVA foi usado para testar a variância da variável “Deslocamento ano-a-ano” em relação à variável categórica “nível de cobertura” (TRIOLA, 2014).

Para a análise foram utilizadas as seguintes variáveis: o número de óbitos infantis de crianças até cinco anos por grupo de 1.000 - variável dependente; proporção de cobertura da população estimada por Equipes do Programa Saúde da Família-ESF - variável independente; proporção de ACS – controle; taxa de analfabetismo – controle; PIB per capita - controle; GINI – controle.

O banco de dados foi montado através da coleta de dados em repositórios públicos: DATASUS, IBGE e SIGOBr. Para tratamento dos dados usamos o Statistical Package for Social

Sciences (SPSS) na versão trial. Os Estados são nossas unidades de análise e o recorte temporal acompanha o ano em que a meta foi estipulada, 2000, até 2011, ano em que o Brasil atingiu essa meta. O período escolhido nos permite ainda observar a Estratégia Saúde da Família em um momento de expansão e consolidação, que já conta com uma ampla adesão dos municípios brasileiros e se faz presente em todas as Unidades Federativas do país.

O CONTEXTO PRÉ ESTRATÉGIA DE SAÚDE DA FAMÍLIA

Segundo Luz (1991), as políticas de saúde ajudaram a modelar traços estruturais da ordem sócio-política do país, como a tendência de “concentração do poder e à exclusão das classes-populares dos circuitos de decisão econômica, política e cultural do país” (LUZ, 1991: 77). Para Rosa e Labate (2005) as estratégias de saúde propostas pelos governos nem sempre visavam o bem-estar da população. As políticas de saúde no Brasil eram reflexo do momento vivido, da economia vigente e das classes dominantes.

Entre as décadas de 1970 e 1980 o movimento sanitário foi participativo institucionalmente, atuando nos debates sobre a saúde pública brasileira, assim como, propondo novas políticas. Sua participação é ativa durante a 8ª Conferência Nacional de Saúde (CNS) realizada em março de 1986, sendo possível destacar no seu relatório final os principais elementos constitutivos do projeto da Reforma Sanitária: a) ampliação do conceito de saúde; b) reconhecimento da Saúde como direito de todos e dever do Estado; c) criação do SUS; d) participação popular; e) constituição e ampliação do orçamento social (PAIM, 2008). Ainda que não tenha saído nenhum documento oficial com a proposta de um novo sistema de saúde, os conteúdos apresentados na 8ª CNS serviram de base para o texto constitucional no que concerne à saúde. (SCOREL et al, 2005).

Assim, no capítulo II da Constituição de 1988 que trata dos Direitos Sociais e, logo, da saúde, o país reconhece que a saúde é um direito de todos, e o Estado lança esforços para alcançar a saúde como direito universal, sob luz de um novo paradigma, que visa “a múltipla determinação do processo saúde/doença e a inter-relação da política de saúde com outras áreas sociais e com as políticas econômicas” (PEDROSA, 2004, p.621).

Essas diretrizes, traçadas na Constituição brasileira deveriam dar um novo formato para a saúde no Brasil. Contudo, segundo Bodstein (2002, apud PEDROSA, 2004) no país, muitas vezes compromissos políticos assumidos e documentados representam possibilidades, mas não uma efetivação da intenção em gesto. Constitucionalmente o Sistema de Saúde brasileiro deveria ser descentralizado e universalizado. Dentre essas diretrizes a primeira encontrou maiores dificuldades, pois dependia de um processo de municipalização dos serviços que implicava um processo de reestruturação da estrutura nacional de organização dos serviços, que como consequência teria a transferência de atividades desempenhadas pelo nível federal para os municípios. Ainda assim, conseguiu ser implementada, pois: “em 2000, 99% dos municípios estavam habilitados no Sistema Único de Saúde, aceitando assim as normas da política de descentralização do governo federal” (ARRETCHE, 2002, p. 41).

Sendo assim, o Sistema Único de Saúde é implementado nos anos 1990 em um ambiente com condições precárias, dado o cenário de turbulência econômica e de expansão das idéias neoliberais. Tais fatos fizeram com que o SUS se desenvolvesse de maneira incompleta, desvirtuando a concepção do conceito de saúde dos seus autores. A crise fiscal e

os cortes públicos propiciaram o subfinanciamento, que contribuiu para a implementação defasada do sistema de saúde público do país, fortalecendo o sistema privado de saúde. (LEVCOVITZ, 2001; FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ, 2012).

MODELO DE SAÚDE PREVENTIVA, ATENÇÃO BÁSICA E PSF

Mais de duas décadas após sua “criação”, o Sistema Único de Saúde tornou-se um complexo sistema que traz dentro do seu bojo diferentes modelos de atenção à saúde. Sua configuração não rompeu “com o modelo capitalista periférico de organização dos serviços de saúde fortemente identificados com a medicina curativa” (HEIMANN e MENDONÇA, 2005, p. 484), modelo que marcou predominantemente a formação histórica da área de saúde no Brasil, ainda que, com as reformas que deram origem ao SUS seja evidente a busca por implementar e fortalecer a saúde coletiva no país.

Desde que a saúde passou a ser um direito constitucional, o Estado buscou desenvolver estratégias que possibilitassem a implementação desses princípios. A atenção básica tornou-se, assim, um dos eixos estruturantes do SUS e uma das prioridades do Ministério da Saúde e do governo federal (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2013a).

A atenção básica enquanto modelo diz respeito a um modo de pensar e organizar os sistemas e serviços de saúde que faz menção contínua aos cuidados primários e à saúde coletiva. Para Botazzo (2008, p.1) a atenção básica faz parte do rol de conceitos que “ao longo do tempo tornaram-se problemáticos, isto é, ao invés de propiciarem escalas de problematizações da realidade tornam-se eles mesmos um problema teórico e prático”. Para o autor existe no país uma infinidade de textos que tratam de Atenção Básica. Tais estudos somam-se aos inúmeros artigos e publicações internacionais que tratam de cuidados primários ou atenção primária, assim como promoção da saúde ou políticas saudáveis. Contudo, segundo Botazzo (2008), existe um descompasso entre a literatura nacional e a internacional, pois o termo Atenção Básica só existe no país.

Apesar das dificuldades de implementação do SUS, algumas políticas e programas que buscavam atender aos princípios constitucionais de saúde foram criados. Como exemplo, durante a primeira metade dos anos 1990, mais precisamente em 1994, o Ministério da Saúde iniciou o Programa Saúde da Família, cujo principal objetivo era organizar “a prática da atenção à saúde sob novas bases, substituindo o modelo tradicional, fazendo a saúde chegar mais perto das famílias, a fim de que houvesse uma melhoria na qualidade de vida dos brasileiros” (RONCALLI E LIMA, 2006, p. 715).

A reorganização da Atenção Básica, contudo, se inicia antes da nacionalização do Programa Saúde da Família, com a criação do Programa Agentes Comunitários de Saúde (PACS), em 1991, a família entra no foco das ações programáticas de saúde que antes eram voltadas exclusivamente para o indivíduo. O PACS foi nacionalizado a partir da experiência realizada desde 1987 no estado do Ceará (TOMAZ, 2002), que visava “estender a cobertura do sistema público de saúde às populações rurais e das periferias urbanas, sobretudo para a população materno-infantil”.

O mesmo processo se deu com o Programa de Saúde da Família. Em 1993, o PSF é desenvolvido com o mesmo foco. Sua concepção se deu em uma reunião ocorrida nos dias 27 e 28 de dezembro de 1993 em Brasília, DF, sobre o tema “Saúde da Família”, convocada pelo

gabinete do Ministro da Saúde, Henrique Santillo, com apoio do UNICEF. O tema foi colocado em pauta mediante a demanda de secretários municipais de saúde que queriam apoio financeiro para modificar a forma de operação da rede básica de saúde (ROSA e LABATE, 2005).

A solução para a demanda dos secretários, o Programa Saúde da Família, agregava três programas: o de Agentes Comunitários, o da Saúde da Família e o de Interiorização do SUS. Teve também como fator importante o interesse da UNICEF de apoiar programas de atenção básica. Cabe ressaltar, ainda, que esse movimento de “olhar a família” se deu em muitos países e que a formulação do PSF teve a seu favor o desenvolvimento anterior de modelos de assistência à família no Canadá, Cuba, Suécia e Inglaterra, que serviram de referência para a formulação do programa brasileiro. Assim o ministro da saúde reuniu uma demanda com uma solução já existente (tanto em outros países como em alguns estados) e desenvolveu o novo programa (ROSA e LABATE, 2005).

O Programa Saúde da Família era a resposta para o problema do modelo assistencial médico que opera centralmente na produção do cuidado e da cura, processo que é mais caro para os cofres públicos e mais doloroso para o cidadão. Na prática esse programa trazia a inovação de vincular a população a uma equipe básica de saúde. As equipes são compostas por: um médico generalista, um enfermeiro, um auxiliar de enfermagem e de quatro a seis agentes comunitários de saúde. Seu papel é identificar, mediante diagnóstico, as necessidades e organizar as demandas a partir da comunidade, das famílias e dos domicílios. Cabe a essas equipes prestar assistência integral e realizar atividades de informação, de orientação e de promoção da saúde (BODSTEIN, 2002).

Embora rotulado como programa, o PSF foge à concepção dos demais programas concebidos pelo Ministério da Saúde, pois não constitui uma intervenção vertical e paralela às atividades dos serviços de saúde. Sendo assim, o “Programa” está mais para uma estratégia de ação (ROSA e LABATE, 2005).

Ao longo do tempo o PSF se expandiu e incorporou o Programa de Agentes Comunitários de Saúde, consolidando-se como o principal programa da atenção básica. Assim, se a Constituição pode ser considerada uma reforma de grandes proporções, ao definir um novo marco institucional, Programa Saúde da Família constitui uma reforma incremental.

Em 2010, mais de uma década após sua nacionalização, a cobertura das Equipes Saúde da Família passou a marca de 100 milhões de pessoas, cobrindo mais de 50% da população brasileira naquele período. Os Agentes Comunitários de Saúde, por sua vez, cobriam aproximadamente 120 milhões de habitantes no mesmo período, uma cobertura equivalente a mais de 60% da população do país (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2013a). Na tabela 1 temos as regiões e a quantidade de municípios com Agentes Comunitários de Saúde, Equipes de Saúde da Família e Equipes de Saúde Bucal:

Tabela 1: Números da ESF por Regiões do Brasil em dezembro de 2011

Região	Com ACS	Com eSF	Com eSB	Nº Municípios total
CENTRO-OESTE	465	462	460	467
NORDESTE	1793	1774	1762	1794
NORTE	448	437	426	450

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

SUDESTE	1565	1515	1271	1668
SUL	1133	1097	964	1191
Fonte: Ministério da Saúde, 2013				

Quando o recorte é feito por estados da federação, verifica-se que a adesão ao programa é ampla na maioria dos estados.

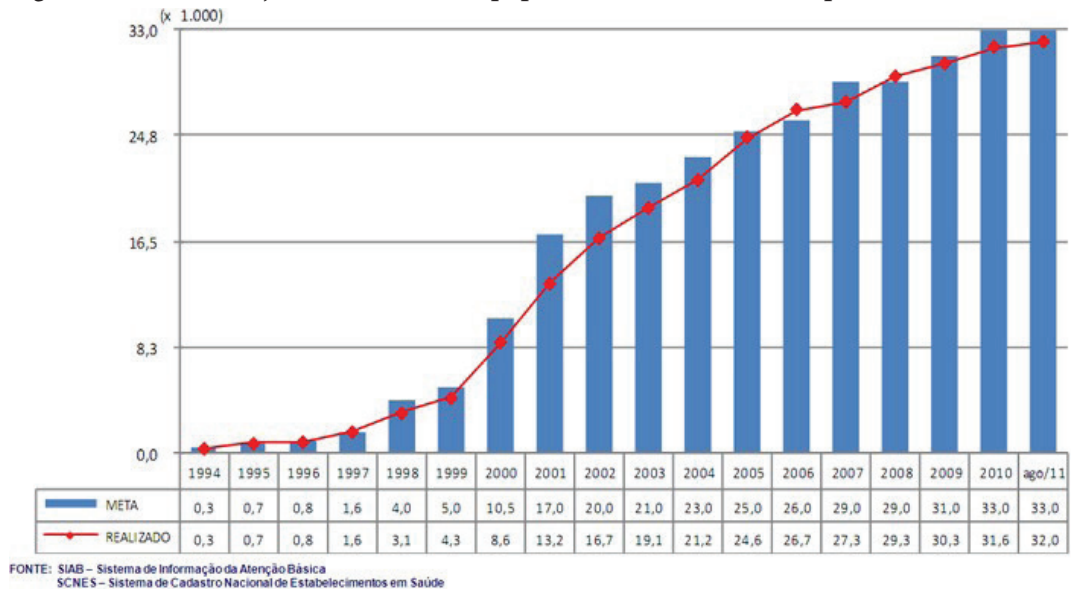
Tabela 2: Números de municípios por estado com ACS, eSF e/ou eSB até dezembro de 2011

Estado	Com ACS	Com eSF	Com eSB	Nº Municípios total
Acre	22	22	22	22
Alagoas	102	101	102	102
Amapá	15	15	15	16
Amazonas	62	61	62	62
Bahia	417	413	398	417
Ceará	184	183	182	184
Distrito Federal	1	1	1	1
Espírito Santo	78	75	71	78
Goiás	246	244	243	246
Maranhão	217	215	213	217
Mato Grosso	140	139	138	141
Mato Grosso do Sul	78	78	78	79
Minas Gerais	850	843	726	853
Pará	143	135	130	144
Paraíba	223	221	222	223
Paraná	393	384	347	399
Pernambuco	185	185	184	185
Piauí	224	220	220	224
Rio de Janeiro	91	90	76	92
Rio Grande do Norte	166	164	166	167
Rio Grande do Sul	449	422	340	497
Rondônia	52	51	47	52
Roraima	15	15	14	15
Santa Catarina	291	291	277	295
São Paulo	546	507	398	645
Sergipe	75	72	75	75
Tocantins	139	138	136	139
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do MS/SAS/DAB e IBGE.				

As figuras a baixo mostram dados do Sistema de Informação à Atenção Básica – SIAB - e do Sistema de Cadastro Nacional de Estabelecimentos em Saúde – SCNES - e estão disponíveis na plataforma do Ministério da Saúde (2013b), sobre a expansão da Saúde da Família até agosto de 2011. A tabela que segue mostra um crescimento constante no número

de equipes da Saúde da Família, ainda que em alguns anos esse crescimento tenha ficado abaixo da meta esperada.

Figura 1: Meta e Evolução do Número de Equipes de Saúde da Família Implantadas (1994-2011)



Entre 1994 e 2011 o número de equipes de Saúde da Família cresceu consideravelmente, de 300 equipes para 32.000, mostrando a força com que essa estratégia de reformulação da atenção básica foi sendo implementada no Sistema de Saúde. O destaque deste crescimento se dá entre os anos 1999 e 2000, em que o número de equipes dobra, passando de 4.300 para 8.600 equipes. Este crescimento simboliza também a adoção dessa estratégia por um número maior de municípios no país. Até agosto de 2011, 5.284 municípios contavam com pelo menos uma equipe de saúde da família, crescimento significativo quando comparado com os 55 municípios que aderiram às equipes de Saúde da Família em 1994. A tabela abaixo mostra a evolução em números dos municípios que nesse mesmo período passaram a contar com equipes de saúde da família.

Tabela 3: Evolução do Número de Municípios com Equipes de Saúde da Família Implantadas (1994 a 2011)

1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Ago/2011
55	150	228	567	1.134	1.647	2.766	3.684	4.161	4.488	4.664	4.986	5.106	5.125	5.235	5.251	5.294	5.284

Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do SIAB – Sistema da Atenção Básica, e SCNES Sistema de Cadastro Nacional de Estabelecimentos em Saúde.

Entre 1999 e 2000 tem-se um vertiginoso crescimento também no número de municípios que implantaram equipes de Saúde da Família. O crescimento no número de cidades e de equipes implicou no aumento da cobertura, fazendo crescer o número de famílias cadastradas e acompanhadas. Em 1994 o total de 300 equipes de Saúde da Família espalhadas em 55 municípios cobriam um contingente populacional de 1,1 milhão de habitantes. Em agosto de 2011, o aumento da cobertura populacional chega a ser quase cem vezes maior, totalizando 101.3 milhões de pessoas. A tabela abaixo descreve a evolução da população coberta por equipes de Saúde da Família entre os anos de 1994 a 2011.

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

Tabela 4: Evolução da População Coberta por Equipes de Saúde da Família Implantadas*

1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Ago/2011
1,1	2,5	2,9	5,6	10,6	14,7	29,7	45,4	54,9	59,7	29,1	78,6	85,7	87,7	93,2	96,1	100,1	101,3

Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do SIAB – Sistema da Atenção Básica, e SCNES Sistema de Cadastro Nacional de Estabelecimentos em Saúde. *valores (multiplicado por 1.000.000).

Os dados acima mostram que a Estratégia de Saúde da Família lançada em nível nacional pelo Ministério da Saúde em 1994 recebeu ampla adesão dos municípios, assim como cresceu vertiginosamente em número de equipes e cobertura populacional. Esses números mostram a dimensão de uma política de saúde que busca implementar um modelo de atenção fundamentado nos eixos transversais da universalidade, integralidade e equidade, assim como num contexto de descentralização e controle social da gestão, princípios assistenciais e organizativos do SUS, que se dão consignados à legislação constitucional e infraconstitucional (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2013a).

A expansão e a qualificação da atenção básica, organizadas pela estratégia Saúde da Família, compõem parte do conjunto de prioridades políticas apresentadas pelo Ministério da Saúde e aprovadas pelo Conselho Nacional de Saúde. Esta concepção supera a antiga proposição de caráter exclusivamente centrado na doença, desenvolvendo-se por meio de práticas gerenciais e sanitárias, democráticas e participativas, sob a forma de trabalho em equipes, dirigidas às populações de territórios delimitados, pelos quais assumem responsabilidade. (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2013a)

Oficialmente, a partir de 2006, por meio da Portaria nº 648, o Saúde da Família passou a ser reconhecido como a principal estratégia de implementação da atenção básica (BRASIL, 2007). Esse caso é representativo da continuidade que foi dada às ações do sistema de saúde, caracterizando-se como uma política de Estado (FAGNANI, 2011), e que ademais atesta a sua consolidação institucional ao longo do tempo. Segundo Machado (2006), o PSF é uma das três políticas que ganharam destaque do Ministério da Saúde entre os anos de 1990 e 2002 (as outras duas são a política de descentralização e política de combate a AIDS) e entra na agenda governamental impulsionada por algumas experiências locais prévias com modelos similares e pelo apoio de diferentes atores. Seu processo de implementação envolveu a descentralização da saúde no país, bem como regras e organização especial do Sistema Único de Saúde. No tópico seguinte veremos o funcionamento desse programa/estratégia pautando as atribuições de cada ente da federação, assim como seu o processo de implantação, abordando suas estruturas e principais atores.

ESTRUTURA, IMPLEMENTAÇÃO E ATRIBUIÇÕES DA ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA

O caso do Saúde da Família mostra a capilaridade de um programa que se transformou em estratégia e se consolidou como uma política de Estado (CASTRO, 2009; FAGNANI, 2011). Incorporando os princípios e diretrizes básicas do SUS, esse programa/estratégia descentraliza a saúde fazendo de estados e municípios entes participantes e responsáveis pela saúde da população, competência e atribuições que antes estes entes subnacionais não detinham. Dessa forma cada ente da federação tem suas responsabilidades seguindo a lógica de atribuições do SUS, que atribui, grosso modo, o papel de formulador à união e implementador a estados e municípios.

Institucionalmente, não existe uma hierarquia entre os entes federados, a relação se dá via pactuação intergestores, isto é, “os entes federados negociam e entram em acordo sobre ações, serviços, organização do atendimento e outras relações dentro do sistema público de saúde” (Cartilha Entendendo o SUS, 2007b, p.8). Essas negociações podem ocorrer na Comissão Intergestora Bipartite (estados e municípios) ou na Comissão Intergestora Tripartite (composta por representantes dos três entes federados).

O Programa Saúde da Família, por sua vez, segue a lógica do SUS no que tange às atribuições dos entes federativos. De acordo com o “Saúde da Família - estratégia para a reorientação do modelo assistencial”, publicado pelo Ministério da Saúde em 1997, federação, estados e municípios possuem atribuições específicas no que concerne às ações do referido programa/estratégia.

A atuação da União no Programa Saúde da Família tem, grosso modo, as funções de formulação, financiamento e apoio na implementação do PSF. A operacionalização dessa política no âmbito da gestão federal do SUS se dá via Departamento de Atenção Básica - DAB -, que está vinculado à Secretaria de Atenção à Saúde – SAS. O DAB, por sua vez, está subdividido em Coordenações, sendo a Coordenação de Gestão da Atenção Básica – CGAB a principal responsável pelas ações do PSF. O CGAB tem por função “formular e implementar políticas que melhorem a gestão, ampliem a oferta e a resolubilidade das ações e serviços de Atenção Básica / Saúde da Família no SUS, mediante cooperação político-institucional e técnica com estados e municípios”.

No âmbito estadual, boa parte das atribuições se assemelham às atribuições da esfera nacional. Salvas as proporções regionais, federação e estados apresentam incumbências em comum, excetuando-se prerrogativas como: promover intercâmbio de experiências entre os municípios de sua área de abrangência, e prestar assessoria técnica aos municípios para a implantação e desenvolvimento da estratégia de Saúde da Família (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 1997).

A estrutura organizacional dessa esfera compete às Secretarias Estaduais de Saúde, cabendo a elas definir qual setor terá a responsabilidade de articular a estratégia de Saúde da Família, assim como executar o papel de interlocutor com o Ministério da Saúde e municípios (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 1997). As Secretarias Estaduais podem, no âmbito da assessoria aos municípios, fornecer incentivos para a implementação do PSF, como equipamentos, recursos humanos, insumos/medicamentos, material didático/educativo e recursos financeiros. (MENDES e MARQUES, 2004). A esfera municipal, por sua vez, difere em atribuições dos outros entes da federação. Aos municípios fica a incumbência de implementar o Programa Saúde da Família, cabendo-lhes desde a elaboração do projeto de implantação até sua execução.

Implementar ou não a estratégia Saúde da Família na Atenção Básica do município é uma decisão política da administração municipal, que deve submeter a proposta ao Conselho Municipal de Saúde e debater o assunto com as comunidades onde o programa será implantado. Ao Ministério da Saúde, junto com as Secretarias Estaduais de Saúde, cabe dar todo o apoio necessário à elaboração do projeto e à sua implantação. (VALENTIM e KRUEL, 2007, p.781)

O município fica responsável por identificar as áreas prioritárias para a implementação do

programa, devendo ainda mapear o número de habitantes de cada área e calcular o número de equipes e de agentes comunitários necessários ou apropriados (MINISTÉRIO PÚBLICO DO RIO GRANDE DO SUL, 2014⁶). Como já mencionado, quando implementadas, cabe à cada equipe se responsabilizar pelo acompanhamento de, no máximo, 4 mil habitantes, sendo a média recomendada de 3 mil habitantes de uma determinada área.

Atualmente o Programa de Agentes Comunitários de Saúde – PACS -, é considerado parte da Estratégia Saúde da Família: contudo, existem municípios que ainda contam apenas com os agentes comunitários. Nesses casos o PACS é considerado um programa de transição para a Saúde da Família. Em situações como essas, cabe a um enfermeiro/supervisor lotado em uma unidade básica de saúde acompanhar e orientar os agentes comunitários de saúde. Duas situações distintas podem pautar a relação do ACS com a rede do SUS: 1) ACS ligados a uma unidade básica de saúde ainda não organizada na lógica do Saúde da Família; e 2) ACS ligados a uma unidade básica de Saúde da Família como membro da equipe multiprofissional. O fato de nem toda equipe de agentes comunitários estar ligada à uma equipe de saúde da família é o que explica o número maior de municípios com Agentes Comunitários da Saúde, comparado ao número de municípios com Equipes de Saúde da Família.

Em municípios onde o PSF está implementado existe a possibilidade de implantar equipes de saúde bucal, assim como expandir as equipes de saúde da família no que tange aos seus integrantes. Em 2008 o Ministério da Saúde criou o Núcleo de Apoio ao Saúde da Família - NASF, com o objetivo de “apoiar a consolidação da Atenção Básica no Brasil, ampliando as ofertas de saúde na rede de serviços, assim como a resolutividade, a abrangência e o alvo das ações”.

Profissionais de diferentes áreas do conhecimento compõem a equipe do NASF, atuando em parceria com os profissionais das equipes de Saúde da Família. Nos municípios em que o NASF foi implementado, cabe ao gestor municipal definir a composição das equipes levando em conta a modalidade do núcleo que será implementado. Até 2012, existiam duas modalidades, sendo: o NASF 1 composto por no mínimo cinco das profissões de nível superior⁷, vinculado a de oito a vinte Equipes de Saúde da Família; e o NASF 2 composto por no mínimo três profissionais de nível superior de ocupações não-coincidentes⁸, vinculado a no mínimo três Equipes de Saúde da Família. Contudo, através da Portaria 3.124, de 28 de dezembro de 2012, o Ministério da Saúde criou uma nova modalidade e reformulou as já existentes.

O NASF, assim como a ampla implantação dessa estratégia em grande parte dos municípios do país, são fatos que demonstram a consolidação do Saúde da Família, que desde 1994 vem sendo implantado em nível nacional e atuando na reorganização da atenção básica, possivelmente contribuindo para a melhoria das condições de saúde da população brasileira, a partir de seu duplo enfoque, preventivo e coletivista. Interessa a este trabalho, pois, oferecer contribuições para a avaliação do sucesso, do referido programa/estratégia quanto à melhoria das condições de saúde da população e, mais especificamente, para a diminui-

6 Disponível em: <http://www.mprs.mp.br/infancia/pgn/id101.htm>

7 “Psicólogo; Assistente Social; Farmacêutico; Fisioterapeuta; Fonoaudiólogo; Profissional da Educação Física; Nutricionista; Terapeuta Ocupacional; Médico Ginecologista; Médico Homeopata; Médico Acupunturista; Médico Pediatra; e Médico Psiquiatra”. (<http://dab.saude.gov.br/nasf.php>. Acesso em: 09:08 07/07/14).

8 “Assistente Social; Profissional de Educação Física; Farmacêutico; Fisioterapeuta; Fonoaudiólogo; Nutricionista; Psicólogo; e Terapeuta Ocupacional”. (<http://dab.saude.gov.br/nasf.php>. Acesso em: 09:08 07/07/14).

ção dos índices de mortalidade na infância, que vêm sendo constatados nos últimos anos.

Há uma relação de causa e efeito entre a difusão da implementação descentralizada da ESF e das eSF nos municípios brasileiros e a diminuição das taxas de mortalidade na infância? Em que medida a implementação do programa pode ter contribuído pra isso? Em que condições os resultados do programa se mostram mais efetivos? E que fatores contribuem ou trazem dificuldade para o sucesso do programa? Visando responder a algumas destas questões e apresentar elementos e análises que auxiliem a responder a outras, apresentaremos no próximo tópico os resultados da pesquisa aqui proposta. Como veremos, os dados obtidos e as análises realizadas trazem evidências que sugerem que, sim, o programa/estratégia Saúde da Família, tem contribuído para uma melhoria das condições de saúde das populações dos estados brasileiros, especificamente no que se refere à diminuição da mortalidade na infância, sendo possível supor uma associação positiva, provavelmente de causa e efeito, entre a expansão das eSF e a diminuição dos índices de mortalidade na infância, com variações que serão explicitadas e analisadas a seguir. Sendo assim, analisaremos no próximo tópico a influência do Saúde da Família na redução da taxa mortalidade na infância tendo como base a meta da ODM no que tange à essa taxa.

O PSF COMO ESTRATÉGIA POLÍTICA DE REDUÇÃO DA MORTALIDADE INFANTIL NO BRASIL

No ano 2000, a Organização das Nações Unidas, em conjunto com líderes mundiais estabeleceu uma agenda global de compromissos mínimos pela promoção da dignidade humana. Buscava-se com essa agenda combater “inimigos históricos da humanidade, como pobreza e fome, desigualdade de gênero, doenças transmissíveis e evitáveis, destruição do meio ambiente e condições precárias de vida” (IPEA, 2014, p.10).

Com base nesses compromissos foram criados os oito Objetivos de Desenvolvimento do Milênio, que buscam cumprir “a difícil missão de representar em números as múltiplas dimensões do contexto socioeconômico de cada país” (IPEA, 2014, p.17). Dentre esses objetivos estava a preocupação com a redução da mortalidade na infância (meta número 4), que estipulava uma redução em dois terços do nível, de 1990 até 2015, da mortalidade de crianças menores de cinco anos.

De 1990 a 2012 a taxa de mortalidade na infância mundial caiu 47%, passando de 90 para 48 mortes por mil nascidos vivos. Essa evolução representou menos 17 mil crianças morrendo por dia. Contudo, esta taxa ainda é alta e acima da meta de 17,9, estipulada para 2015 (IPEA, 2014).

O Brasil aderiu à agenda e se comprometeu com as metas dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio, e em 2011, quatro anos antes do prazo, alcançou a taxa de 17,9 óbitos de crianças menores de cinco anos nascidas vivas por grupo de mil. No país, mais de 85% das mortes de crianças com menos de 5 anos ocorre ainda no primeiro ano de vida. Essa mortalidade que consiste na taxa de mortalidade infantil é considerado o segundo indicador oficial do ODM 4, sendo a taxa de mortalidade na infância o primeiro. O país também obteve sucesso no que concerne a esse segundo indicador. Entre 1990 a 2011, a taxa de mortalidade infantil brasileira caiu de 47,1 para 15,3, superando a meta de 15,7 óbitos estimada para 2015 (IPEA, 2014).

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

Os resultados que seguem mostram uma diminuição da taxa de mortalidade na infância e um aumento da proporção da população coberta pelo Programa Saúde da Família por estado. Eles contemplam as taxas de mortalidade na infância dos estados ano-a-ano, portanto, temos vinte e sete unidades da federação que apresentaram doze taxas de mortalidade na infância cada. Cada estado/ano é considerado um caso na nossa análise. Contemplamos assim, o fato que ao longo do recorte temporal, a situação de cada estado foi modificando-se ano-a-ano. Assim, foi possível categorizar situações como o nível da proporção da população dos estados a cada ano, bem como observar em quais anos um determinado estado cumpriu a meta, podendo ainda relacionar o nível de cobertura aos anos em que a meta foi ou não atingida.

Em relação à análise, primeiramente apresentamos os dados sobre a taxa de mortalidade na infância, em sequência trazemos os dados sobre o PSF. Então, iniciamos com a descrição das taxas de mortalidade na infância nos diferentes estados brasileiros entre os anos de 2000 a 2011 com a tabela 5.

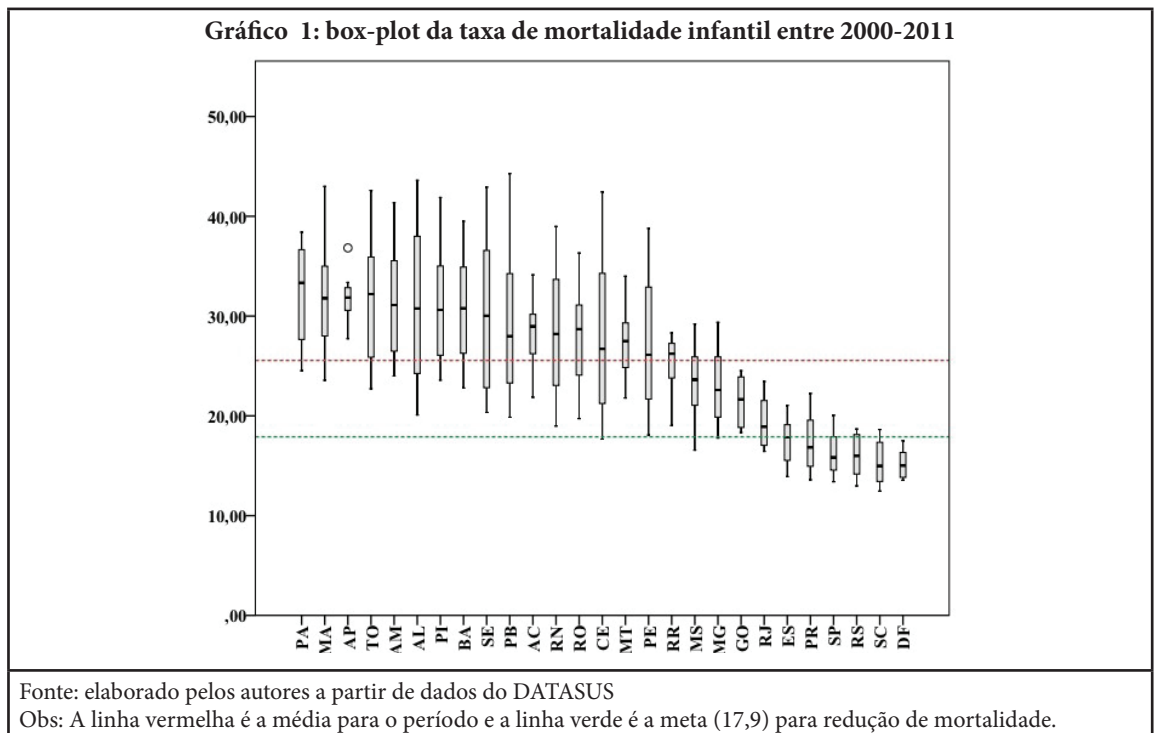
Tabela 5: Estatística descritiva da taxa de mortalidade na infância (grupo de mil nascidos vivos menores que 5 anos) por UF para o período de 2000-2011

UF	N	Min.	Max.	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação
AC	12	21,86	34,14	28,52	3,57	0,13
AL	12	20,09	43,61	31,19	7,99	0,26
AM	12	23,99	41,36	31,62	5,74	0,18
AP	12	27,73	36,83	31,80	2,26	0,07
BA	12	22,79	39,50	30,92	5,57	0,18
CE	12	17,66	42,43	27,96	7,84	0,28
DF	12	13,56	17,50	15,15	1,42	0,09
ES	12	13,91	21,04	17,52	2,34	0,13
GO	12	18,33	24,53	21,45	2,43	0,11
MA	12	23,57	43,00	32,02	5,48	0,17
MG	12	17,78	29,37	22,99	3,78	0,16
MS	12	16,55	29,20	23,33	3,74	0,16
MT	12	21,79	33,99	27,33	3,50	0,13
PA	12	24,52	38,41	32,25	4,95	0,15
PB	12	19,86	44,27	29,47	7,82	0,27
PE	12	18,08	38,79	27,28	6,75	0,25
PI	12	23,58	41,88	31,05	5,99	0,19
PR	12	13,60	22,25	17,31	2,86	0,17
RJ	12	16,43	23,44	19,32	2,45	0,13
RN	12	18,97	38,99	28,29	6,53	0,23
RO	12	19,72	36,33	28,12	5,07	0,18
RR	12	19,03	28,31	25,27	2,73	0,11
RS	12	12,98	18,68	16,05	2,10	0,13
SC	12	12,47	18,62	15,33	2,16	0,14
SE	12	20,34	42,92	30,24	7,83	0,26

SP	12	13,39	20,06	16,26	2,13	0,13
TO	12	22,72	42,58	31,74	6,47	0,20
Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS						

Como podemos observar na tabela acima, ao longo do período analisado os estados do Pará (32,25), do Maranhão (32,02) e do Amapá (31,8) apresentaram as maiores médias de mortalidade na infância. Na posição oposta aparecem Distrito Federal (15,15), Santa Catarina (15,33) e Rio Grande do Sul (16,05) com as menores médias do período. Esses números mostram a realidade discrepante entre os estados brasileiros quando observada a mortalidade na infância. Observando as taxas máximas de mortalidade na infância das unidades da federação, dentro do período estudado⁹, algumas estavam próximas da meta estipulada pela ODM (17,9), enquanto em outros casos, o valor mais alto do número de óbitos infantis foi muito superior à meta. No Distrito Federal em especial, a maior taxa atingida (17,5), assim, esteve em todo período abaixo da meta estipulada.

Situação que se difere muito da realidade de Paraíba (44,27), Alagoas (43,61) e Maranhão (43), cujas maiores taxas apresentadas estavam muito distantes da meta. Paraíba (0,27) e Alagoas (0,26), junto com Ceará (0,28) e Sergipe (0,26), destacam-se também por fazerem parte do grupo de estados com maior coeficiente de variação. O box-plot abaixo ilustra tais informações.



Das 27 unidades da federação, 17 não obtiveram sucesso em alcançar a meta (17,9 por cada grupo de mil). Em 2011, o Amapá foi o estado que esteve mais longe de alcançar o Objetivo do Milênio em questão, tendo apresentado uma taxa de 27,73 mortes por grupo de mil. Em situação semelhante aparece um grupo de estados composto por Pará (24,52), Amazonas (23,99), Piauí (23,58), Maranhão (23,57), Bahia (22,79), Tocantins (22,72), Acre

⁹ Isto é, entre 2000 e 2010, a taxa máxima representa o ano em que o estado teve a maior mortalidade na infância do recorte.

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

(21,86), Mato Grosso (21,79), Sergipe (20,34), Alagoas (20,09), Paraíba (19,86) e Rondônia (19,72), que em 2011 apresentavam números acima da meta. Completando o grupo dos que não alcançaram a meta, estados como Roraima (19,03), Rio Grande do Norte (18,97), Goiás (18,42) e Pernambuco (18,08), destacam-se por chegarem perto, necessitando reduzir aproximadamente apenas um óbito de crianças com até cinco anos, por grupo de mil nascidos vivos¹⁰ entre 2011 e 2012, para atingirem a meta.

Em situação oposta, temos estados como Santa Catarina (12,47), Rio Grande do Sul (12,98), São Paulo (13,39), Paraná (13,6), Distrito Federal (13,64), Espírito Santo (13,91), Rio de Janeiro (16,43), Mato Grosso do Sul (16,55), Ceará (17,66), e Minas Gerais (17,78), que conseguiram ficar abaixo da meta em 2011. Dentre esse grupo vale destacar o desempenho do Ceará, que apresentou uma queda vertiginosa da mortalidade na infância em seu território, reduzindo sua taxa de 42,43 para 17,66 óbitos de menores de cinco anos de idade, por mil nascidos vivos.

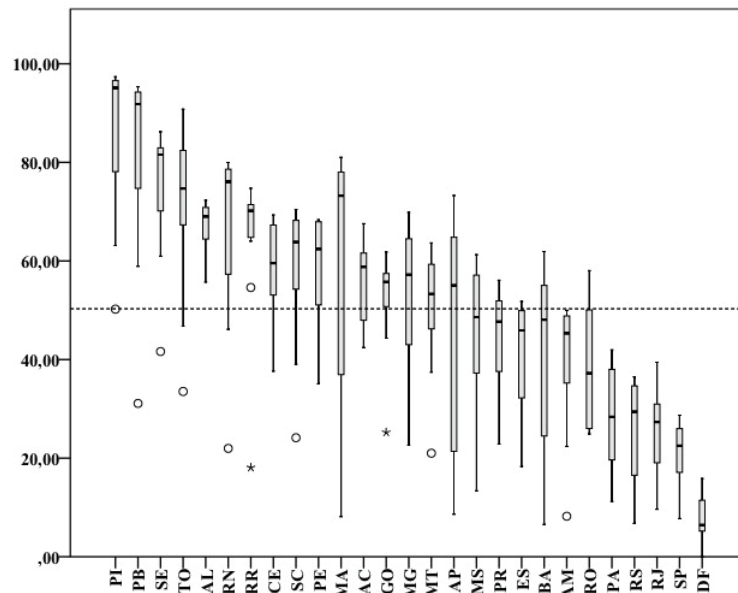
Com isso, o Ceará foi o único estado da Região Nordeste do país a bater a meta. Os outros estados que cumpriram a meta estão concentrados no sul e sudeste do Brasil, com exceção do Mato Grosso do Sul e Distrito Federal. Este último por sua vez, foi a única unidade federativa do país a ter já no ano 2000 o número de óbitos infantis menor do que o estipulado pela meta. Nos anos seguintes outros estados passaram a constituir o grupo dos que atingiram a meta, como Santa Catarina que em 2002 atinge a meta registrando uma taxa de 17,74 óbitos infantis. Em 2003, São Paulo chega a taxa de 17,52 e passa a fazer parte desse grupo. Na sequência: o Rio Grande do Sul (17,55) em 2004; Paraná (17,31) em 2005; Espírito Santo (17,92) em 2006; Rio de Janeiro (17,64) em 2007; e Mato Grosso do Sul (16,55), Ceará (17,66) e Minas Gerais (17,78) em 2011.

Se levarmos em conta as médias do período, a análise se mantém. As maiores taxas de mortalidade na infância estão concentradas entre os estados do Norte e do Nordeste. As regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram médias mais baixas, porém, com números superiores à meta, apenas o Distrito Federal possui média abaixo do estipulado pela ODM para 2015.

Sabendo que a meta foi batida em dez estados e que se nota diferenças regionais nesse aspecto, cabe voltarmos o olhar para outro ponto da nossa análise, a cobertura do Programa Saúde da Família. Observando a proporção estimada de população coberta por equipes do Programa Saúde da Família entramos o Piauí com 85,95%, a Paraíba (82,14%), o Sergipe (75,14%) e o Tocantins (71,24%) foram os estados que tiveram as maiores médias de cobertura no período analisado. Esses estados apresentaram também as maiores taxas de cobertura em um determinado momento do recorte temporal - Piauí (97,37%), Paraíba (95,34%), Tocantins (90,78%), Sergipe (86,21%). Já Distrito Federal (15,87%), São Paulo (20,85%), Rio de Janeiro (25,46%), Rio Grande do Sul (25,5%) apresentaram as menores médias de cobertura. O gráfico 2 ilustra estas informações.

¹⁰ Considerando as médias de redução da taxa de mortalidade na infância a cada ano que esses estados apresentaram (Pernambuco – 1,8827; Rio Grande do Norte - 1,8200; Roraima – 0,8436; e Goiás – 0,555) a meta seria batida até 2015.

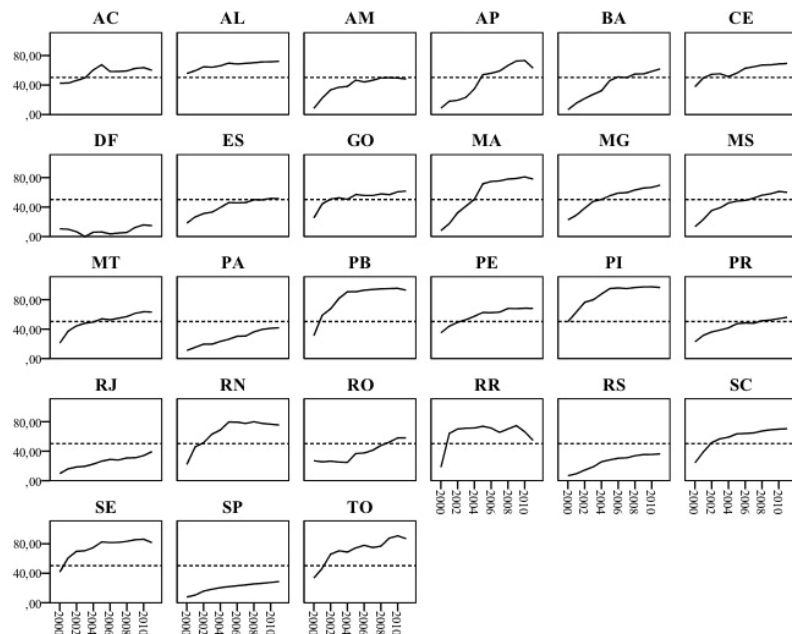
Gráfico 2: média e box-plot da proporção estimada da população coberta pelo PSF entre 2000-2011



Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS

No box-plot acima podemos visualizar a variação na proporção da população atendida pelo Programa Saúde da Família por estados. Para todo período a média de cobertura do PSF nos estado foi próxima de 50%. No MA, por exemplo, a cobertura saiu de menos de 20% para próxima de 80% de cobertura pelo PSF. Abaixo, na figura 2 apresentamos um painel da proporção de famílias cobertas pelo PSF por estado e ano, assim podemos ver como a cobertura populacional evoluiu ao longo dos anos, destacando os estados onde houve menor e maior crescimento.

Figura 2: Proporção de população coberta pelo PSF por UF no período entre 2000 e 2011



Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

Observando os estados ano-a-ano, nota-se que houve crescimento da proporção da população coberta pelo Programa Saúde da Família em todas as unidades da federação, porém, de maneira não linear. Enquanto alguns estados apresentaram uma vertiginosa expansão da cobertura, outros tiveram uma adesão ao programa mais retraída. Considerando a cobertura do ano de 2000, que marca o ano que a meta da ODM para a taxa de mortalidade na infância foi estipulada, e portanto, marco inicial do recorte temporal aqui adotado, vemos que naquele ano as equipes de Saúde da Família apresentavam baixa cobertura populacional na maior parte dos estados. Apenas em Alagoas e Piauí a proporção de cobertura passava dos 50% da população, 55,71% e 50,22%, respectivamente. Em outros oito estados a proporção da população coberta ultrapassava 25% da população – Acre (42,44%), Sergipe (41,64%), Ceará (37,66%), Pernambuco (35,07%), Tocantins (33,53%), Paraíba (31,1%), Rondônia (27,07%) e Goiás (25,24%). Nas demais dezessete unidades da federação a proporção da cobertura não passava de $\frac{1}{4}$ da população.

Ao final do período estudado, 2011, temos que Piauí (96,65%), Paraíba (92,92%), Tocantins (86,94%), Sergipe (81,41) e Maranhão (77,94) se destacam com as maiores proporções de população coberta por equipes de Saúde da Família. Alagoas, que possuía a segunda maior taxa em 2000, aumenta sua cobertura, porém a proporção da população atendida é de 72,3%, ficando atrás dos estados citados acima e do Rio Grande do Norte (75,47%). O Distrito Federal, por sua vez, foi a unidade federativa com menor cobertura, 14,77%, apresentando uma ligeira queda em relação a 2010, que apresentou, dentro da cobertura temporal analisada, o maior valor, 15,87. Além do DF, apenas em São Paulo (28,72%), Rio Grande do Sul (36,5%), Rio de Janeiro (39,45%), Pará (41,94) e Amazonas (48,14%) a cobertura não atingia metade da população.

Quando observamos a proporção da população coberta por regiões, não é possível encontrar um padrão tão claro quanto na mortalidade na infância. Ainda assim é possível fazer alguns destaques, como a ampla cobertura na maior parte dos estados do Nordeste¹¹, e uma cobertura mais variada nas outras regiões, a exemplo do Norte, onde Tocantins (86,94%) apresentou a terceira maior taxa de cobertura em 2011 e o Pará a quinta menor (41,94%). Levando em conta as médias de cobertura do período, as maiores médias encontram-se nos estados do Norte e Nordeste, ainda que se encontre a presença de Santa Catarina com a nona maior média de cobertura e estados do Norte como Amazonas, Rondônia e Pará, com pequenas médias de cobertura.

Apresentando padrões distantes, cabe verificar como se correlacionam essas variáveis. Para tanto, a tabela 6 apresenta o teste de correlação de Pearson das variáveis dependente e independente descritas anteriormente, bem como das variáveis de controle: Proporção da População Coberta por Agentes Comunitários de Saúde; Índice de GINI; Taxa de Analfabetismo; e PIB per capita em nível Brasil. As variáveis controle, no caso, acrescentam um outro fator de cobertura da Estratégia Saúde da Família, além de aspectos socioeconômicos.

11 Todos os estados contavam, ao menos, com mais de 50% da população coberta pelas equipes de Saúde da Família em 2011

Tabela 6: Correlação de Pearson no nível Brasil no período entre 2000 e 2011

		Mortalidade na infância	Prop. Pop. ESF	Prop. Pop. ACS	GINI	Taxa de analfabetismo	PIB per capita
Mortalidade na infância	r	1,000	0,057	0,513	0,442	0,661	-0,709
	p-valor		0,303	0,000	0,000	0,000	0,000
Prop. Pop. ESF	r		1,000	0,709	-0,139	0,480	-0,283
	p-valor			0,000	0,012	0,000	0,000
Prop. Pop. ACS	r			1,000	-0,014	0,550	-0,568
	p-valor				0,805	0,000	0,000
GINI	r				1,000	0,500	-0,201
	p-valor					0,000	0,000
Taxa de analfabetismo	r					1,000	-0,641
	p-valor						0,000
PIB per capita	r						1,000
	p-valor						

Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS, IBGE e SIGOBr.

Analisando os resultados no nível nacional, vemos que a variável dependente apresenta forte correlação com as variáveis PIB per capita (-0,709), Taxa de analfabetismo (0,661), Proporção da População Coberta por Agentes Comunitários de Saúde (0,513), e Índice GINI (0,661). Segundo este teste, a correlação entre as variáveis Mortalidade na Infância e Proporção da População Coberta por equipes de Saúde da Família é baixa (0,057).

Outra aspecto a ser observado quanto a estes testes estatísticos, além dos valores do coeficiente de Pearson (r), são os p-valores, pois estes indicam a probabilidade de um determinado fenômeno acontecer aleatoriamente ou ser uma evidência. Consideramos como evidência, ou seja, estatisticamente significantes os testes em que o p-valor foi menor que 0,05 ($p\text{-valor} < 0,05$), como recomenda Figueiredo Filho et. al. (2013). Nesse caso, observamos que a correlação entre a Mortalidade na Infância e a Proporção da População Coberta por equipes de Saúde da Família não é significativa, pois o p-valor está acima de 0,05. Observando a correlação por estados vemos que a associação entre as variáveis se diferencia caso a caso. Na tabela seguinte temos os testes de correlação de Pearson no nível das Unidades Federativas.

Tabela 7: Correlação de Pearson entre Estimativa da Proporção da população coberta pelo PSF vs taxa de mortalidade na infância, por UF, no período de 2000 a 2011

UF		Sem Controle	Cont. ACS	Cont. GINI	Cont. PIB per capita	Cont. Taxa de Analfabetismo	C/ todos controles
AC	r	-0,712	-0,015	-0,632	-0,075	-0,770	-0,031
	p-valor	0,009	0,964	0,037	0,826	0,006	0,941
AL	r	-0,935	0,376	-0,915	-0,811	-0,887	-0,737
	p-valor	0,000	0,254	0,000	0,002	0,000	0,037
AM	r	-0,922	-0,588	-0,938	-0,911	-0,971	-0,890
	p-valor	0,000	0,057	0,000	0,000	0,000	0,003
AP	r	-0,580	0,027	-0,550	-0,008	-0,510	0,064
	p-valor	0,048	0,937	0,080	0,982	0,109	0,881

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

BA	r	-0,969	-0,661	-0,971	-0,811	-0,661	-0,492
	p-valor	0,000	0,027	0,000	0,002	0,027	0,216
CE	r	-0,962	-0,907	-0,932	-0,860	-0,690	-0,718
	p-valor	0,000	0,000	0,000	0,001	0,019	0,045
DF	r	-0,256	0,158	-0,380	0,773	-0,092	0,675
	p-valor	0,421	0,643	0,250	0,005	0,787	0,067
ES	r	-0,913	-0,788	-0,812	-0,491	-0,589	-0,166
	p-valor	0,000	0,004	0,002	0,125	0,057	0,695
GO	r	-0,732	0,526	-0,476	-0,089	-0,356	-0,643
	p-valor	0,007	0,096	0,139	0,794	0,283	0,085
MA	r	-0,921	-0,077	-0,896	-0,584	-0,756	0,115
	p-valor	0,000	0,823	0,000	0,059	0,007	0,786
MG	r	-0,981	0,340	-0,959	-0,966	-0,877	-0,660
	p-valor	0,000	0,306	0,000	0,000	0,000	0,075
MS	r	-0,923	0,301	-0,885	-0,682	-0,663	0,055
	p-valor	0,000	0,368	0,000	0,021	0,026	0,897
MT	r	-0,956	-0,105	-0,891	-0,805	-0,905	-0,919
	p-valor	0,000	0,759	0,000	0,003	0,000	0,001
PA	r	-0,983	-0,858	-0,990	-0,799	-0,982	-0,874
	p-valor	0,000	0,001	0,000	0,003	0,000	0,005
PB	r	-0,905	-0,041	-0,868	-0,945	-0,857	-0,842
	p-valor	0,000	0,906	0,001	0,000	0,001	0,009
PE	r	-0,961	-0,345	-0,920	-0,917	-0,912	-0,842
	p-valor	0,000	0,299	0,000	0,000	0,000	0,009
PI	r	-0,927	0,125	-0,875	-0,966	-0,935	-0,794
	p-valor	0,000	0,715	0,000	0,000	0,000	0,019
PR	r	-0,982	-0,748	-0,940	-0,927	-0,740	-0,866
	p-valor	0,000	0,008	0,000	0,000	0,009	0,005
RJ	r	-0,970	-0,610	-0,966	-0,652	-0,778	-0,692
	p-valor	0,000	0,046	0,000	0,030	0,005	0,057
RN	r	-0,822	-0,200	-0,781	-0,891	-0,889	-0,904
	p-valor	0,001	0,556	0,005	0,000	0,000	0,002
RO	r	-0,929	-0,444	-0,957	0,045	-0,944	-0,428
	p-valor	0,000	0,171	0,000	0,895	0,000	0,290
RR	r	-0,124	0,335	-0,082	0,144	0,043	-0,036
	p-valor	0,702	0,314	0,810	0,672	0,899	0,933
RS	r	-0,897	-0,479	-0,823	-0,326	0,261	-0,360
	p-valor	0,000	0,136	0,002	0,328	0,438	0,381
SC	r	-0,897	-0,275	-0,885	-0,711	-0,639	-0,136
	p-valor	0,000	0,413	0,000	0,014	0,034	0,749
SE	r	-0,867	-0,186	-0,893	-0,744	-0,236	-0,482
	p-valor	0,000	0,584	0,000	0,009	0,486	0,226

SP	r	-0,988	-0,392	-0,978	-0,967	-0,948	-0,903
	p-valor	0,000	0,233	0,000	0,000	0,000	0,002
TO	r	-0,928	-0,337	-0,897	-0,763	-0,845	-0,312
	p-valor	0,000	0,311	0,000	0,006	0,001	0,452

Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS, IBGE e SIGOBr.

Quando observamos a correlação entre Mortalidade na Infância e Proporção da População Coberta por eSF por estados, sem as variáveis de controle, nota-se forte correlação na maioria das unidades federativas, excetuando Roraima (-0,124) e Distrito Federal (-0,256) que apresentam r fraco e Amapá (-0,580) que apresenta r médio. Os dois primeiros estados também apresentam alto p-valor, - 0,702 e 0,421, respectivamente. As correlações são negativas em todos os estados, o que não diz respeito à força da correlação, mas indica a relação inversa entre uma variável e outra. O sinal negativo significa que, quando uma variável crescer a outra irá diminuir, o positivo, por sua vez, indica que as variáveis possuem movimentos iguais, quando uma variável cresce a outra cresce também, ou se uma diminui a outra também diminui.

Aos observarmos as correlações com as variáveis controle as correlações se mostram menos fortes para um número maior de estados. Nesse cenário o Acre, Amapá, Mato Grosso do Sul e, Santa Catarina apresentam correlação menor do que 0,10. No Espírito Santo, Maranhão e Roraima os valores estiveram entre 0,10 e 0,29, indicando fraca correlação. Bahia, Rondônia, Rio Grande do Sul, Sergipe e Tocantins tiveram uma correlação moderada, com valores acima de 0,30. Os p-valores também se modificaram quando analisados todas as variáveis, sendo alto na maior parte dos estados. Dos vinte e seis estados que apresentavam p-valor abaixo de 0,05, apenas onze (em negrito na tabela) permaneceram nessa faixa. Além da correlação de Pearson, observamos também o nível de cobertura do PSF entre 2000 e 2011, categorizando a cobertura em nível baixo, médio e alto, como sumariza a tabela 8, abaixo.

Tabela 8: Nível de Cobertura PSF entre 2000 e 2011

	Frequência¹²	%	% Acumulado
Baixo	60	18,5	18,5
Médio	223	68,8	87,3
Alto	41	12,7	100,0
Total	324	100,0	

Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS.

Consideramos para essa análise as vinte e sete unidades da federação multiplicadas por doze anos, que nos dá um N de trezentos e vinte e quatro. Cada caso, portanto, representa um estado em um determinado ano. Assim classificamos o nível de cobertura de cada estado/ano em três níveis: baixo - até 25,99% de cobertura, médio - 26% a 75,99% de cobertura, e alto - 76 % a 100% de cobertura. Nessa escala, 18,5 % dos casos apresentaram baixa cobertura, 68,8% média e 12,7% alta cobertura.

Os casos com baixa cobertura ocorrem com maior frequência: no Distrito Federal, doze casos, o que indica que a cobertura do programa foi baixa nos doze anos em análise; São

¹² A frequência em questão representa os doze anos estudados por cada uma das vinte e sete unidades da federação, sendo assim, cada caso representa um estado em um determinado ano.

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

Paulo, nove casos ou anos de baixa cobertura; Rio de Janeiro, Pará e Rio Grande do Sul cinco casos; Bahia e Rondônia, três casos. Com coberturas entre 26% e 75,99% da população destacam-se: Alagoas, Acre, Ceará e Pernambuco com doze casos cada; e Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso e Espírito Santo com onze casos ou anos cada. No grupo com alta cobertura, acima de 76%, aparecem: Piauí, dez anos; Paraíba, nove anos; Sergipe, sete anos; Rio Grande do Norte, com seis anos; Tocantins e Maranhão com cinco e quatro casos respectivamente. Observa-se que, exceto pelo Tocantins, todos os estados com alto nível de cobertura são do nordeste do país, região que possuía, no ano 2000, a maior taxa de mortalidade na infância do país, 41,15 óbitos.

Entre 2000 e 2011 houve, portanto, um maior número de estados que durante o período de um ano tiveram cobertura populacional pelo PSF média e frequências menores tanto para estados que tiveram baixa quanto para os que tiveram alta cobertura. Cabe então observar qual impacto o nível de cobertura teve na mortalidade da infância. A tabela 9 nos mostra a estatística descritiva da taxa de mortalidade infantil dentro de cada nível de cobertura.

Tabela 9: Estatística descritiva da taxa de mortalidade infantil por nível de cobertura do PSF entre 2000 e 2011

Nível de Cobertura PSF	N	Min.	Max.	Média	Desvio Padrão	Coeficiente de Variação
Baixo	60	13,56	43,00	25,02	9,37	0,37
Médio	223	12,47	44,27	25,54	7,61	0,30
Alto	41	19,63	35,88	26,36	4,12	0,16

Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS

As médias de taxa de mortalidade na infância apresentadas pelos estados entre os anos de 2000 e 2011 foram de: 25,02 para os estados e anos com nível baixo de cobertura, 25,54 para os estados e anos com nível médio de cobertura e 26,36 para os estados e anos com nível alto de cobertura. Nota-se que, onde o nível de cobertura foi maior, a média da taxa de mortalidade na infância também é maior; contudo, o desvio padrão e o coeficiente de variação foram menores, indicando maior homogeneidade ou pouca variação desta taxa nestes anos e estados.

Onde e quando o nível de cobertura foi alto, não ocorreram casos de meta alcançada, dado que a taxa de mortalidade na infância mínima foi de 19,63. Locais e anos com baixa ou alta cobertura variaram mais, apresentando tanto os casos de meta alcançada quanto de taxas muito acima do esperado para 2015. Outro aspecto observado foi a frequência da variável dicotômica “atendeu a meta” ou não, ou seja, quantos estados bateram a meta estipulada pela ODM em algum momento (ano) no período entre 2000 e 2011.

Tabela 10: Frequência dos Anos/Estados que Atenderam a meta no período entre 2000 e 2011

	Frequência	%	% Acumulado
Sim	60	18,5	18,5
Não	264	81,5	100,0
Total	324	100,0	

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do DATASUS

Ao longo do período histórico aqui estudado, os estados atenderam a meta em 18,5% dos casos ou anos, contra 81,5% em que ela não foi atingida. Como foi visto anteriormente (na

análise da figura 2, apenas o Distrito Federal cumpria a meta já no ano 2000, condição que se manteve ao longo da década, a despeito de ter sido o estado, como notado, com menor cobertura do PSF durante todo o período aqui analisado. Pouco a pouco outros estados foram alcançando a taxa estipulada pela ODM, de um máximo de 17,9 mortes a cada grupo de mil crianças nascidas vivas até completarem 5 anos de idade, e uma vez atingida a meta, não houve casos de retrocessos. Nenhum estado que atendeu a meta teve um posterior aumento da taxa de mortalidade na infância. Dos 60 casos em que esta taxa foi menor que 17,9, o Distrito Federal aparece em doze, Santa Catarina em dez, São Paulo em nove vezes, Rio Grande do Sul em oito, Paraná em sete vezes, Espírito Santo em seis, e Mato Grosso do Sul e Minas Gerais uma vez cada. Isso significa que estes dois últimos estados só atingiram a meta no último ano do período analisado, 2011.

Como nos mostra a tabela 10, na maior parte do tempo a meta não foi batida pelos estados. Sabendo que nos casos onde a proporção da cobertura populacional pelo PSF era alta a média de mortalidade na infância foi maior, veremos a seguir a proporção em que a meta foi atendida por nível de cobertura, assim, a tabela seguinte apresenta uma referência cruzada entre o nível de cobertura do PSF e a condição se bateu ou não a meta.

Tabela 10: Referência cruzada entre o Nível de Cobertura do PSF e a condição do estado e ano de ter atendido meta da ODM de redução da mortalidade na infância para o período de 2000 a 2011

		Atendeu a meta		Total
		Sim	Não	
Nível de Cobertura PSF	Baixo	19	41	60
		31,7%	68,3%	100,0%
		31,7%	15,5%	18,5%
	Médio	41	182	223
		18,4%	81,6%	100,0%
		68,3%	68,9%	68,8%
	Alto	0	41	41
		0,0%	100,0%	100,0%
		0,0%	15,5%	12,7%
Total		60	264	324
		18,5%	81,5%	100,0%
		100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS

Ao olharmos a proporção de metas atingidas por nível de cobertura, notamos que nos quarenta e um casos onde a cobertura da população esteve acima de 75% não houve casos com queda da taxa de mortalidade na infância abaixo de 17,9 óbitos. Nos estados e anos com baixa cobertura, 68,3% não atingiram a meta para o milênio. Entre as unidades da federação com nível médio de cobertura 81,3% não alcançaram meta número 4 da ODM. Vemos então que onde a cobertura foi mais baixa a quantidade de casos em que se atendeu a meta foi proporcionalmente maior. A tabela 12 nos mostra o quão significativo é esses valores apresentados na tabela 11.

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

Tabela 12: Teste de Chi-quadrado entre Nível de cobertura do PSF e a condição “Atendeu a Meta”, no período entre 2000 e 2011

	Valor	df	p-valor
Pearson Chi-quadrado	16,195a	2	,000
Likelihood Ratio	22,752	2	,000
Linear-by-Linear Association	15,853	1	,000
N of Valid Cases	324		

Fonte: elaborado pelos autores.

Diante dos resultados apresentados na tabela 12 podemos considerar que há uma associação entre nível de cobertura e a condição atendeu a meta, pois o p-valor de Chi-quadrado é menor que 0,05 indicando que o resultado encontrado é uma evidência, e não uma obra da aleatoriedade.

Ainda que os dados mostrem uma taxa de sucesso nula do PSF nos locais com alta cobertura no sentido de alcançar a meta, cabe ressaltar que os estados com maior incidência de alta cobertura (Piauí, Paraíba, Sergipe, Rio Grande do Norte, Maranhão e Tocantins) estavam entre as dez maiores taxas de mortalidade na infância do país¹³ no ano 2000. Por outro lado, estados pertencentes ao grupo “baixo nível de cobertura que cumpriram a meta” integravam o grupo das unidades da federação com menor taxa de mortalidade na infância em 2000. Dos dezenove casos com baixo nível de cobertura em que a meta foi alcançada, o Distrito Federal aparece em doze vezes (de 2000 a 2011), São Paulo em seis (2003 e 2008) e Rio Grande do Sul uma vez (2004). A taxa de mortalidade na infância nessas unidades federativas, em 2000, era de 17,5 óbitos para o primeiro, 20 para o segundo e 18 para o terceiro.

O grupo dos que “atenderam a meta e possuem nível médio de cobertura”, por sua vez, é composto por oito estados, que exceto pelo Ceará e Mato Grosso do Sul, são todos das regiões sul e sudeste do país. A taxa de mortalidade na infância no ano 2000 nessas regiões era de 19,84 e 23,08, respectivamente.

Nos sessenta casos onde a meta foi atendida foram observadas baixas e médias taxas de cobertura populacional pelo Programa Saúde da Família. Porém, observando os casos em que a meta foi atingida nota-se que, exceto pelo caso do Ceará, no início da série temporal esses estados já haviam cumprido a meta (como o Distrito Federal) ou apresentavam taxas próximas à meta. Na sequência abordaremos com maior profundidade o grupo da variável “atendeu a meta” observando as médias tanto para as variáveis dependente e independente, quanto para as variáveis de controle. A tabela 13 sumariza a média da variável quantitativa dentro das duas categorias da variável “Atendeu a meta”.

Tabela 13: Estatística dentro dos Grupos da variável Atendeu a meta

	Atendeu a meta	N	Média	Desvio Padrão	Erro Padrão Médio
Proporção de cobertura populacional das Equipes de Saúde da Família	Sim	60	37,041	20,549	2,652

13 Dez maiores taxas de mortalidade na infância no ano 2000: Paraíba, 44,27; Alagoas, 43,61; Maranhão, 43; Sergipe, 42,92; Tocantins, 42,58; Ceará, 42,43; Piauí, 41,88; Amazonas, 41,36; Bahia, 39,5; Rio Grande do Norte, 38,99.

	Não	264	53,304	22,457	1,382
Proporção de cobertura populacional dos Agentes comunitários de Saúde (ACS)	Sim	60	46,11	23,914	3,087
	Não	264	76,02	17,947	1,104
Taxa de Mortalidade na Infância a cada 1000 crianças menor que 5 anos nascidas vivas	Sim	60	15,397	1,536	0,198
	Não	264	27,853	6,474	0,398
Distancia da meta de 17,9 até 2015	Sim	60	-2,502	1,536	0,198
	Não	264	9,953	6,474	0,398
Deslocamento Final da Taxa de Mortalidade na Infância em relação ao Início da Série (2000-2011) ²	Sim	10	9,352	6,061	1,916
	Não	17	16,574	5,398	1,309
Deslocamento da Taxa de Mortalidade na Infância Ano-a-Ano (2000-2011)	Sim	59	-0,585	0,351	0,045
	Não	229	-1,335	1,774	0,117
Índice de GINI	Sim	60	0,531	0,054	0,007
	Não	264	0,565	0,042	0,002
PIB per capita	Sim	60	23262,003	10777,918	1391,423
	Não	264	8256,542	3930,632	241,913
Taxa de Analfabetismo	Sim	60	5,472	2,027	0,261
	Não	264	15,086	6,919	0,425

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do DATASUS, IBGE e SIGOBr.

A média da proporção de cobertura populacional das Equipes de Saúde da Família para o grupo “atendeu a meta” foi de 37,04%. Média inferior à do grupo que não cumpriu a meta, 53,3% da população coberta pelas equipes. Quando observada as médias da Proporção de cobertura populacional dos Agentes comunitários de Saúde observa-se que a média da cobertura também é menor no grupo que atendeu à meta, 46,1% em relação ao grupo que não atendeu a meta, 76%.

Com relação às taxas de mortalidade na infância temos que a média para o grupo que cumpriu a meta é de 15,3 e de 27,8 para o grupo que não cumpriu a meta. Para os que não cumpriram a meta, a média da distância até a taxa de 17,9 estipulada para 2015 é de 9,9. Em 2000, apenas o Distrito Federal conseguia cumprir a meta; ao final de 2011, como foi visto anteriormente, outros nove estados cumpriam a meta. Nesse grupo a média do deslocamento final da Taxa de Mortalidade na Infância em relação ao início da série (2000-2011) foi de menos 9,3 óbitos de crianças com até cinco anos nascidas vivas por grupo de mil. Para o grupo que não cumpriu a meta, a média do deslocamento foi de menos 16,5 óbitos de crianças com até cinco nascidas vivas por grupo de mil. Já para o deslocamento da Taxa de Mortalidade na Infância Ano-a-Ano (2000-2011) as médias foram de -0,585 para o grupo da meta alcançada e de -1,335 para o grupo dos que não cumpriram a meta.

Quanto às variáveis socioeconômicas, foram observados números mais positivos para o grupo que alcançou a meta. A média do Índice de GINI foi de 0,53 para o grupo que cumpriu a meta e de 0,56 para os que não cumpriram a meta, indicando que no segundo grupo

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

a desigualdade social foi maior no período estudado. O PIB apresentou média de 23.262 reais para o grupo que cumpriu a meta e 8.256 reais para o grupo que não atingiu a taxa de 17,9 óbitos de crianças com até cinco anos nascidas vivas por grupo de mil. E a taxa de analfabetismo teve médias de 5,4% da população com 15 anos ou mais de idade no grupo que alcançou a meta e de 15% no grupo que não atingiu a meta.

Como foi visto no teste de correlação de Pearson, a mortalidade na infância tem forte associação como a taxa de analfabetismo (0,661) e com o PIB per capita (-0,709), além de associação média com o Índice de GINI (0,442). A correlação da variável Mortalidade na Infância é positiva em relação ao Índice de GINI e à taxa de analfabetismo, e negativa em relação ao PIB per capita, sinalizando que um aumento no Índice de GINI e na taxa de analfabetismo pode gerar aumento da taxa de mortalidade na infância. Já um aumento no PIB per capita pode significar uma diminuição da taxa de mortalidade na infância.

Na tabela 14, veremos se as diferenças das médias acima são significativamente diferentes. Essa tabela vai confirmar se as diferenças nas médias são reais, se fazem sentido ou se são fruto do acaso. Em todas as variáveis observadas comprovou-se que existe variância entre as médias dos grupos que “atenderam” e “não atenderam” a meta. O teste de Levene’s apresentou p-valor acima de 0,05 nas variáveis “Proporção de cobertura populacional das Equipes de Saúde da Família” (0,662) e “Deslocamento Final da Taxa de Mortalidade Infantil em relação ao Início da Série (2000-2011)” (0,873). Contudo, ao olharmos para o Teste t, o p-valor foi menor que 0,05 em todos os casos e nenhum intervalo de confiança não passa por zero, indicando que a variância tem valor estatístico. Assim, podemos dizer que existem diferenças entre o grupo que “atendeu a meta” e o que “não atendeu”.

Tabela 14: Teste T para amostras independentes sendo a variável “Atendeu a meta” como grupo, para o período entre 2000 e 2011

		Teste Levene's para igualdade das Variâncias		p-valor (2-extremidade)	Teste t para igualdade das médias			
		F	p-valor		Diferença das Médias	Diferença do Erro Padrão	95% Intervalo de confiança das diferenças	
							Inferior	Superior
Proporção de cobertura populacional das Equipes de Saúde da Família	Assu.*	0,192	0,662	0,000	-16,263	3,163	-22,487	-10,039
	Não Assu.**			0,000	-16,263	2,991	-22,203	-10,324
Proporção de cobertura populacional dos ACS	Assu.	23,467	0,000	0,000	-29,912	2,743	-35,309	-24,515
	Não Assu.			0,000	-29,912	3,278	-36,444	-23,379
Taxa de Mortalidade Infantil a cada 1000 crianças < 5 anos nascidas vivas	Assu.	74,749	0,000	0,000	-12,456	0,842	-14,113	-10,799
	Não Assu.			0,000	-12,456	0,445	-13,332	-11,58
Distancia da meta de 17,9 até 2015	Assu.	74,749	0,000	0,000	-12,456	0,842	-14,113	-10,799
	Não Assu.			0,000	-12,456	0,445	-13,332	-11,58
Desloc. Final da Taxa de Mort. Infan. em relação ao Inicio da Série	Assu.	0,018	0,893	0,004	-7,222	2,25	-11,856	-2,588
	Não Assu.			0,006	-7,222	2,321	-12,115	-2,33
Deslocamento da Taxa de Mortalidade Infantil Ano-a-Ano	Assu.	9,871	0,002	0,001	0,749	0,232	0,292	1,207
	Não Assu.			0,000	0,749	0,125	0,502	0,997
Índice de GINI	Assu.	6,896	0,009	0,000	-0,034	0,006	-0,046	-0,021
	Não Assu.			0,000	-0,034	0,007	-0,049	-0,019
PIB per capita	Assu.	60,428	0,000	0,000	15005,46	832,756	13367,13	16643,791
	Não Assu.			0,000	15005,46	1412,296	12182,865	17828,055
Taxa de Analfabetismo	Assu.	121,683	0,000	0,000	-9,613	0,902	-11,39	-7,837
	Não Assu.			0,000	-9,613	0,499	-10,597	-8,63

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do DATASUS, IBGE e SIGOBr.

*Assumindo a igualdade da Variância

**Não Assumindo a igualdade da Variância

Os estados que atingiram a meta apresentam bons números nas variáveis com forte correlação com mortalidade na infância, como PIB per capita e taxas de analfabetismo. As melhores médias do país nesses indicadores estão concentradas em uma parcela significativa das unidades da federação que atingiram o Objetivo do Milênio em questão. Dentre os dez estados que cumpriram a meta, apenas o Ceará destoa, apresentando um analfabetismo alto e renda baixa. É o caso que merece destaque e ser estudado com mais cuidado a fim de descobrir os fatores responsáveis por esta queda significativa da taxa de mortalidade na infância, a despeito da persistência destes indicadores socioeconômicos que tendem a agravá-la. Com relação ao Índice de GINI, que apresentou correlação média com a mortalidade na infância, o cenário é mais diversificado, destacando-se o Distrito Federal na última posição com a maior média do período.

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

Em relação aos estados que não atingiram a meta, dada a grande quantidade de casos, focaremos naqueles que possuem alta taxa de cobertura do PSF. No Pará, Tocantins, Piauí, Paraíba, Sergipe, Rio Grande do Norte, e Maranhão, os indicadores sociais apresentam médias indesejáveis socialmente, estando esses estados entre os que apresentaram mais elevadas taxas de analfabetismo, PIB per capita e Índice de GINI. Ainda que apresentem alta cobertura do Programa Saúde da Família, esses estados têm consideráveis problemas sociais que pesam na taxa de mortalidade na infância.

Além das diferenças entre as médias dos grupos “atendeu a meta” e “não atendeu a meta” analisaremos também, quais foram as diferenças da redução entre as médias da mortalidade na infância por nível de cobertura. A tabela 15 descreve o descolamento ano-a-ano da taxa de mortalidade na infância dentro de cada nível de cobertura do PSF, para que possamos comparar em qual grupo a redução da taxa foi maior.

Tabela 15: Estatística descritiva do Deslocamento da Taxa de Mortalidade na Infância Ano-a-Ano (2000-2011) por nível de cobertura do PSF

Nível de Cobertura PSF		N	Média	Desvio Padrão	Erro Padrão	95% Intervalo de Confiança para média		Min.	Max.	Between-Component Variance
						Inferior	Superior			
Baixo		40	-0,748	0,970	0,153	-1,058	-0,437	-4,51	1,20	
Médio		207	-1,168	1,811	0,125	-1,416	-0,919	-6,12	19,64	
Alto		41	-1,671	0,732	0,114	-1,902	-1,439	-3,76	0,01	
Total		288	-1,181	1,618	0,095	-1,369	-0,993	-6,12	19,64	
Model	Fixed Effects			1,605	0,094	-1,367	-0,995			
	Random Effects				0,249	-2,253	-0,109			0,095

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do DATASUS, IBGE e SIGOBr.

Entre os anos de 2000 e 2011, a média da taxa de mortalidade na infância deslocou-se para baixo indicando sua redução no país. Independentemente do nível de cobertura populacional dos estados, os níveis de óbitos de crianças como menos de cinco anos por grupo de mil, declinaram. O tamanho da diminuição, porém, foi diferente nos estados conforme estejam classificados por níveis de cobertura do PSF. No grupo com baixa cobertura, a taxa de mortalidade infantil diminuiu -0,748 em média, por ano. Entre os casos com nível de cobertura médio a redução foi em média de -1,168 por ano. E nos estados com maior cobertura a redução foi de -1,671.

Como foi visto, os estados que bateram a meta estavam com baixa cobertura, contudo, ao olharmos o deslocamento da taxa de mortalidade na infância, verifica-se que nos estados com maior cobertura do PSF houve o maior descolamento da taxa de mortalidade infantil, ou seja, o PSF teria tido mais impacto nesses lugares. Tal fato corrobora as correlações iniciais que indicavam uma associação negativa na maioria dos estados entre a proporção de população coberta pelo PSF e Mortalidade na Infância, ou seja, onde aumenta a proporção do Programa Saúde da Família tende a diminuir a mortalidade na infância. Mesmo não tendo atingido a meta, os estados com maior cobertura (Tocantins, Piauí, Paraíba, Sergipe, Rio Grande do Norte, e Maranhão), apresentaram significativas médias de descolamento do número de óbitos infantis. Em geral, as médias de deslocamento desses estados foram

maiores do que médias de deslocamento dos estados que cumpriram a meta¹⁴. Em sequência apresentamos a tabela 16, que sumariza os valores do teste ANOVA que testa as médias apresentadas na tabela 15 apontando sua significância estatística.

Tabela 16: ANOVA

Deslocamento da Taxa de Mortalidade Infantil Ano-a-Ano (2000-2011), sendo os grupos os Níveis de Cobertura do PSF					
	Soma dos Quadrados	df	Média dos Quadrados	F	p-valor.
Entre Grupos	17,368	2	8,684	3,370	0,036
Dentro dos Grupos	734,460	285	2,577		
Total	751,828	287			

Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS, IBGE e SIGOBr.

Com o ANOVA testamos se as diferenças de médias apresentadas na tabela 15 são estatisticamente diferentes. Como podemos visualizar na tabela 16, o p-valor é 0,036, ou seja, menor que 0,05, assim podemos afirmar que existe diferença das médias do descolamento ano-a-ano da taxa de mortalidade na infância entre os estados, e que elas não são obra do acaso. Contudo o ANOVA não compara a diferença existente entre os grupos. Para tanto, apresentamos na tabela 17 os testes Tukey e Bonferroni que comparar cada grupo, informando qual é a diferença entre eles. Para garantir a confiabilidade dos resultados utilizou-se os dois testes (MAROCO, 2007) que apresentaram resultados semelhantes.

Tabela 17: Comparação múltipla

Variável dependente: Deslocamento da Taxa de Mortalidade Infantil Ano-a-Ano (2000-2011)							
	(I) Nível de Cobertura PSF	(J) Nível de Cobertura PSF	Diferença de Médias (I-J)	Std. Error	p-valor	95% Intervalo de Confiança	
						Inferior	Superior
Tukey HSD	Baixo	Médio	0,419	0,277	0,286	-0,233	1,073
		Alto	0,922*	0,356	0,027	0,082	1,763
	Médio	Baixo	-0,419	0,277	0,286	-1,073	0,233
		Alto	0,502	0,274	0,161	-0,143	1,149
	Alto	Baixo	-0,922*	0,356	0,027	-1,763	-0,082
		Médio	-0,502	0,274	0,161	-1,149	0,143
Bonferroni	Baixo	Médio	0,419	0,277	0,393	-0,247	1,087
		Alto	0,922*	0,356	0,031	0,063	1,781
	Médio	Baixo	-0,419	0,277	0,393	-1,087	0,247
		Alto	0,502	0,274	0,204	-0,158	1,163
	Alto	Baixo	-0,922*	0,356	0,031	-1,781	-0,063
		Médio	-0,502	0,274	0,204	-1,163	0,158

*. A diferença de media é significativa até 0,05.

Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados do DATASUS, IBGE e SIGOBr

14 Dos dez estados que cumpriram a meta, apenas o Ceará apresentou uma média de deslocamento ano-a-ano maior do que os estados com alta cobertura do PSF, -2,2518. Os demais apresentaram as seguintes médias: Mato Grosso do Sul -1,1500; Minas Gerais -1,0536; Paraná -0,7864; Espírito Santo 0,6482; Rio de Janeiro -0,6373; São Paulo -0,6064; Santa Catarina -0,5591; Rio Grande do Sul -0,4582; e Distrito Federal -0,3509.

Ao observarmos as diferenças de médias entre os níveis de cobertura vemos que, quando os grupos com baixo e médio nível são comparados, o p-valor é maior que 0,05, não apresentando assim significância estatística. Portanto, não existe diferença estatisticamente significativa do deslocamento da taxa de mortalidade entre os grupos de baixo e médio nível de cobertura. Quando comparamos os grupos com níveis médio e alto de cobertura, o p-valor também é maior do que 0,05 tanto no teste Tukey (0,161) quando no Bonferroni (0,204), não apresentando significância estatística.

A diferença entre as médias só possui significância estatística quando comparamos os níveis baixo e alto. Em ambos os testes foi possível afirmar a existência de diferença entre as médias, sendo que no Tukey o p-valor é de 0,027 e no Bonferroni é de 0,031. Portanto, entre os grupos com baixa e alta cobertura temos médias estatisticamente destoantes que representam os diferentes resultados obtidos pelos estados com essas situações de cobertura. O grupo de casos com nível médio de cobertura, por sua vez, apresenta enquanto grupo, um deslocamento ano-a-ano mais heterogêneo da taxa de mortalidade na infância, como mostra o desvio padrão apresentado pela tabela 15 - baixa cobertura 0,97092; média cobertura, 1,81181; e alta cobertura, 0,73265 - ou como podemos observar pelas médias mínima (-6,12) e máxima (19,64).

A análise como um todo mostrou que estados com alta cobertura não atingiram a meta de 2015 até o final do recorte temporal da pesquisa, e que nos estados onde a meta foi alcançada a cobertura era média ou baixa. Esse cenário nos levaria a pensar que o Programa Saúde da Família não seria significativo para a diminuição da mortalidade na infância. Contudo, como observou-se em seguida, os estados com alta cobertura apresentaram baixas condições socioeconômicas – como altas taxas de analfabetismo, elevado Índice de GINI e baixo PIB per capita - além das altas taxas de mortalidade na infância no ano 2000. Já os estados que cumpriram a meta (exceto pelo Ceará, em que caberia um estudo à parte), chamam a atenção pela boa condição socioeconômica que apresentam e as baixas taxas de mortalidade na infância no ano 2000.

Estes fatos demonstram que os estados, além de possuírem históricos socioeconômicos distintos, não estavam no mesmo ponto de partida. Nesse sentido coube observar o deslocamento percorrido pelos diferentes estados, apontando que nas unidades da federação com maior cobertura as médias de deslocamento da taxa de mortalidade na infância foram maiores. Em contrapartida nos estados com menor cobertura essa redução é menos expressiva. Isto é, ainda que nos estados com alta cobertura a meta não tenha sido atingida até 2011, merece ser destacado o progresso ocorrido, mostrando que o Programa Saúde da Família influenciou na redução da mortalidade na infância desses estados.

O PSF COMO POLÍTICA DE REDUÇÃO DA MORTALIDADE INFANTIL NO BRASIL: UM CASO DE SUCESSO?

De modo geral foi possível afirmar que a hipótese se confirma, existe uma influência positiva do PSF na diminuição da mortalidade infantil, havendo uma maior redução da taxa nos estados com maior proporção populacional coberta. Embora não tenham sido o suficiente para atingir a meta para o milênio, os dados apontaram que nos locais com maior cobertura populacional ocorreram significativos deslocamentos da taxa ano-a-ano. No grupo de casos onde o nível de cobertura foi alta, a média de deslocamento ano-a-ano foi maior do

que nos grupos com níveis médio e baixo de cobertura.

Observando as taxas de mortalidade infantil entre os anos de 2000 e 2011, ficam claras as diferenças dos estados brasileiros, podendo ainda identificar-se as diferenças regionais. A taxa brasileira no ano 2000 era de 30,13 óbitos de crianças menores de cinco anos por grupo de mil, havendo uma concentração dos estados do Sul, Sudeste e Centro-oeste com valores abaixo dessa taxa, e uma concentração de estados do Norte e do Nordeste com valores acima desta taxa média. Naquele ano, apenas o Distrito Federal apresentavam taxa de mortalidade na infância menor que os 17,9 estipulados pela ODM como a meta a ser atingida até 2015. Ao final do período abordado - 2011- dez estados haviam alcançado tal meta. E passados onze anos, estados do centro-sul do país, isto é, regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, ainda eram a maioria dos estados com valores de mortalidade na infância abaixo da taxa nacional. O Ceará é a exceção, sendo o único estado nordestino a atingir a meta previamente. Entre os estados do Norte, nenhum diminui a taxa de mortalidade na infância abaixo dos 17,9 óbitos por mil crianças nascidas vivas e menores de 5 anos de idade.

A análise das variáveis socioeconômicas (taxa de analfabetismo, PIB per capita, e Índice de GINI), indicou que nos estados onde a meta foi atendida encontra-se um maior desenvolvimento social. Como visto no teste de correlação de Pearson (tabela 7), considerando o cenário nacional a taxa de analfabetismo e o PIB per capita possuem alta correlação com a mortalidade na infância. Portanto, a melhor condição social e econômica de certos Estados contribuiu para a redução do número de óbitos de crianças menores que cinco anos de idade por grupo de mil.

Em relação à cobertura do PSF, paralelamente, verificou-se que ela cresceu entre os anos de 2000 e 2011, em todos os estados. Ainda que variando ano-a-ano, o nível de cobertura populacional do Programa Saúde da Família nos estados foi maior ao final da série temporal do que no início. Os maiores níveis ficaram por conta de Piauí, Paraíba, Sergipe, Rio Grande do Norte, Maranhão e Tocantins que apresentaram maior número de casos em que a proporção da população coberta foi maior que 76%. Vale destacar que, exceto pelo Tocantins, esses estados são pertencentes à região Nordeste do país que, como foi visto, apresentava no início da série temporal a maior taxa de mortalidade infantil por região. Por outro lado, o nível de cobertura apresentou-se menor em grande parte dos estados do Centro-Sul do país. Dos dez estados que cumpriram a meta, apenas no Ceará, único estado nordestino do grupo, o PSF cobria mais de 26% da população no ano 2000. No Distrito Federal, a cobertura nunca chegou a passar dos 15,87%, e em São Paulo apenas em 2009 ela ultrapassou dos 26% da população coberta.

A análise mostra também que o PSF tem alguma influência, mas que definitivamente não é única causa do declínio da taxa de mortalidade na infância, e possivelmente, nem a mais relevante. A redução das desigualdades sociais, o aumento da renda per capita e menores índices de analfabetismo contribuem de maneira estatisticamente mais significativa para a redução da taxa de mortalidade na infância. Além dessas, outras causas, como melhorias no saneamento básico e na redistribuição de renda, como através do Programa Bolsa Família, podem contribuir para a redução da mortalidade na infância. Segundo o relatório nacional dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio, o Bolsa Família “também vem contribuindo significativamente para redução da mortalidade infantil no País” (IPEA,

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

2014, p.70). É válido frisar que nosso objetivo aqui não era medir a influência que variáveis como taxa de analfabetismo, PIB per capita, Índice de GINI, saneamento básico, ou o Bolsa Família têm sobre a redução da mortalidade na infância. Ainda que tenhamos utilizado as três primeiras variáveis citadas, a função delas na análise era de servirem como controle.

Cabe destacar ainda, a significativa redução da mortalidade na infância que estados com baixos indicadores sociais, como Piauí, Paraíba, Sergipe, Rio Grande do Norte, Maranhão e Tocantins, conseguiram. Sendo assim, há algumas evidências de que o Programa Saúde da Família esteja se mostrando eficaz, indicando que o modelo de saúde coletiva implementado pelo PSF é capaz de melhorar indicadores de saúde, em realidades socioeconômicas mais críticas.

Além disso, a meta foi estipulada para 2015, e como foi visto anteriormente, alguns dos estados com taxa acima de 17,9 estavam próximos de cumprir a meta. Estados como Roraima (19,03), Rio Grande do Norte (18,97), Goiás (18,42) e Pernambuco (18,08), necessitavam reduzir apenas um óbito de crianças com até cinco anos nascidas vivas por grupo de mil por ano para atingirem a meta. Isso sinaliza que em anos posteriores ao recorte temporal dessa pesquisa a taxa de mortalidade na infância pode ter reduzido, aumentando o número de estados que alcançaram a meta¹⁵.

Mediante aos fatos apresentados acreditamos que o Programa Saúde da Família é um caso de sucesso na redução da mortalidade na infância dos estados brasileiros. Junto com uma melhora socioeconômica do ambiente é possível que as equipes de Saúde da Família, com seus médicos, enfermeiros, auxiliares de enfermagem e agentes comunitários, contribuam para que a mortalidade na infância caia ainda mais no país.

CONCLUSÃO

O Programa Saúde da Família, entre 2000 e 2011 mostrou uma influência positiva na diminuição da mortalidade na infância. Trazendo uma concepção de saúde baseada na prevenção de doenças e considerando o sujeito como parte de um território, o PSF, vem reorganizando a atenção básica de saúde do país e contribuindo para a melhora de aspectos relacionados à saúde, e por consequência, de aspectos sociais.

O trabalho em questão analisou a relação do Saúde da Família com a diminuição da taxa de mortalidade na infância, tendo como parâmetro a meta número quatro estipulada pelo Objetivo de Desenvolvimento do Milênio. Sabemos que esta análise não contempla todos os aspectos do Programa Saúde da Família e da vastidão de realidades nas quais ele está inserido. Outras metodologias de análise e recortes poderiam ser utilizados, contudo, acreditamos que a metodologia aqui adotada, junto com o recorte por estados, jogou luz em um Programa que é implementado por mais de cinco mil municípios com realidades econômicas, sociais e geográficas diferentes e que apresentam, por consequência, problemas na área da saúde relacionados às suas respectivas realidades. Qualquer estudo nesse sentido deixaria escapar nuances sobre o real impacto do Programa Saúde da Família, seja no que tange à mortalidade infantil, seja relacionada a outros aspectos do impacto desta política. Um recorte por estados, por outro lado, nos permite um olhar sobre o todo, possibilitando observar como uma política nacional influencia em uma questão que tangencia os setores

15 Os dados utilizados aqui estão disponíveis no DATASUS e se limitam ao ano de 2011.

social e de saúde, como a mortalidade na infância.

O recorte temporal por sua vez, tratou de um período de doze anos de atuação do Programa. Tal período diz respeito ao ano em que a meta foi estipulada, 2000, até o ano em que o Brasil como um todo, isto é, na média, atingiu a meta, 2011, ainda que alguns estados e municípios particularmente ainda não a tenham alcançado. Contudo, este programa vem sendo implementado em nível nacional desde o ano de 1994, e seu processo de construção é anterior a esse ano, sendo fruto de um grande projeto de reestruturação da saúde pública brasileira.

A nosso ver, o Programa Saúde da Família apresenta aspectos positivos do Sistema Único de Saúde. Em lugares onde as condições socioeconômicas são precárias, essa estratégia de reorganização da Atenção Básica se mostrou positiva em relação à diminuição da mortalidade na infância. Esse indicador social, que aponta também aspectos relacionados à saúde da população, demonstra a incapacidade de sociedades garantirem o direito à vida. Acreditamos que, contribuir para a diminuição das mortes infantis é colaborar com o desenvolvimento social e da cidadania. Portanto, o Programa Saúde da Família representa não apenas uma estratégia que reestrutura parte do Sistema Único de Saúde, mas uma política que interfere positivamente na expansão da cidadania e efetivação dos direitos sociais, sobretudo, no direito à saúde promulgado pela Constituição Federal.

REFERÊNCIAS

- AQUINO, R, OLIVEIRA, N F; BARRETO, M L. (2008), Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazilian Municipalities. *American Journal of Public Health*: Nov. 13.
- ARRETCHE, Marta. (2002), Relações federativas nas políticas sociais. *Educação & Sociedade*, v. 23, n. 80, p. 25-48.
- AZEVEDO, Ana Lucia Martins de; COSTA, André Monteiro. (2010), A estreita porta de entrada do Sistema Único de Saúde (SUS): uma avaliação do acesso na Estratégia de Saúde da Família. *Interface-Comunicação, Saúde, Educação*, v. 14, n. 35, p. 797-810.
- BODSTEIN, Regina. (2002), Atenção básica na agenda da saúde. *Ciência Saúde Coletiva*, v. 7, n. 3, p. 401-12.
- BOTAZZO, Carlos. (2008), Sobre a Atenção Básica. (2008), “Os cuidados primários de saúde no contexto da Reforma Sanitária Brasileira”. In: BOTAZZO, C.; OLIVEIRA, M.A. (Orgs). *Atenção básica no Sistema Único de Saúde: abordagem interdisciplinar para os serviços de saúde bucal*. São Paulo: Páginas & Letras, p. 1-12.
- BRASIL. (1997), Ministério da Saúde. Secretaria de Assistência à Saúde. Coordenação de Saúde da Comunidade. *Saúde da Família: uma estratégia para a reorientação do modelo assistencial*. Brasília: Ministério da Saúde, p.36.
- BRASIL. (2007a), Constituição da República Federativa do Brasil: Texto constitucional promulgado em 5 de outubro de 1988, com as alterações adotadas pelas Emendas Constitucionais nº 1/92 a 53/2006 e pelas Emendas Constitucionais de Revisão nº 1 a 6/94.– Brasília: Senado Federal, Subsecretaria de Edições Técnicas,p. 462.
- BRASIL. (2007b), Cartilha Entendendo o SUS. Brasília: Ministério da Saúde, p.30.
- CASTRO, Ana Luísa Barros de. (2009), A condução federal da política de atenção primária à saúde no Brasil: continuidades e mudanças no período de 2003 a 2008. [dissertação]. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca/FIOCRUZ.
- CHIESA, AnaMaria ; FRACOLLI, Lislaine Aparecida ; BARBOZA, Tatiane Aparecida Venancio. (2008), “A complexidade tecnológica da Atenção Básica: um estudo de caso sobre a assistência às pessoas portadoras de lesões de pele crônicas”. In: Carlos Botazzo e Maria Aparecida de Oliveira. (Org.). *Atenção Básica no Sistema Único de Saúde: abordagem interdisciplinar para os serviços de saúde bucal*. São Paulo - SP: Páginas & Letras Editora e Gráfica, v. 1, p. 13-29.
- COHEN, Jacob. (1998), *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ, Erlbaum.
- DRAIBE, Sonia. (2003), “A política social no período FHC e o sistema de proteção social”. *Tempo social*. v. 15, n. 2, p. 63-101.
- ESCOREL, Sara; NASCIMENTO, Dilene Raimundo do; EDLER, Fábio Coelho. (2005), “As origens da Reforma Sanitária e do SUS”. In: LIMA, Nísia Trindade; Gerschman, Silvia; EDLLER, Flácio Coelho (Org.). *Saúde e democracia: história e perspectivas do SUS*. Rio de

Janeiro: Editora FIOCRUZ.

FAGNANI, Eduardo. (2011), “A política social do governo Lula (2003-2010): perspectiva histórica”. Revista SER Social, v. 13, n. 28, p. 41-80.

SILVEIRA FILHO, Antonio Dercy. (2005), “O SUS e a Saúde da Família”. In: BRASIL, MINISTÉRIO DA SAÚDE. Saúde da família: panorama, avaliação e desafio. Secretaria de Gestão Participativa. – Brasília, p.84.

FRANÇA E. e LANSKY S. (2009), “Mortalidade infantil neonatal no Brasil: situação, tendências e perspectivas”. In: Informe de situação e tendências: demografia e saúde. Brasília: RIPSa; 2009

FIGUEIREDO FILHO, Dalson Britto et al. (2013), “When is statistical significance not significant?” Bras. Political Sci. Rev. vol.7, n.1, pp. 31-55.

FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ. (2012), A saúde no Brasil em 2030: diretrizes para a prospecção estratégica do sistema de saúde brasileiro. / Fundação Oswaldo Cruz... [et al.]. Rio de Janeiro: Fiocruz/Ipea/Ministério da Saúde/Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

HEIMANN, Luiza Sterman, MENDONÇA Maria Helena Mendonça. (2005), A Trajetória da Atenção Básica em Saúde e do Programa de Saúde de Família no SUS: uma busca de identidade. Lima NT, Gerschmann S, organizadores. Saúde e democracia. História e Perspectiva do SUS. Rio de Janeiro: Fiocruz.

IBGE. (1999), Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil. Departamento da População e Indicadores Sociais, - Rio de Janeiro : IBGE.

IPEA. (2010), Políticas Sociais - acompanhamento e análise, n. 18. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/politicas_sociais/bps_18_cap04.pdf>. Último acesso: 25/07/2012.

IPEA. (2014), Objetivos de Desenvolvimento do Milênio: Relatório Nacional de Acompanhamento. Coordenação: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e Secretaria de Planejamento e Investimentos Estratégicos; supervisão: Grupo Técnico para o acompanhamento dos ODM. - Brasília: Ipea: MP, SPI.

LEVCOVITZ, Eduardo; DE LIMA, Luciana Dias; MACHADO, Cristini Vieira. (2001), “Política de saúde nos anos 90: relações intergovernamentais e o papel das Normas Operacionais Básicas”. Ciência & Saúde Coletiva, 6(2), p. 269-291.

LIMA, Luciana Dias de; MACHADO, Cristini Vieira; GERASSI, Camila Duarte. (2011), “O neo-institucionalismo e a análise de políticas de saúde: contribuições para uma reflexão crítica”. In: MATTOS, R. A.; BAPTISTA, T. W. F. Caminhos para análise das políticas de saúde, p.111-137.

LIMA, Nídia Trindade; FONSECA, Cristina. M. O. & HOCHMAN, Gilberto. (2005), “A saúde na construção do Estado Nacional no Brasil: reforma sanitária em perspectiva histórica”. In: LIMA, N. T. et al. Saúde e Democracia: história e perspectivas do SUS. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/Opas.

LUZ, Madel Therezinha. (1991), “Notas sobre as políticas de saúde no Brasil de “Transição

Saúde é o que interessa? A influência do PSF no alcance da meta de redução da mortalidade infantil dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (2000-2011)

Democrática” -Anos 80. Saúde em Debate, 1991.

MACINKO, J. (2009), Analysis of the Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS 2007). Draft Text. New York University.

MACHADO, Cristiani Vieira. (2006), “Prioridades da saúde no Brasil nos anos 90: três políticas, muitas lições”. Rev Panam Salud Pública, v. 20, n. 1.

MAROCO, J. (2007), Análise Estatística com utilização do SPSS. 3ª Edição. Edições Sílabo.

MENDES, Áquilas Nogueira; MARQUES, R. M.(2004), “De olho no financiamento da Atenção Básica e no Programa Saúde da Família (PSF)”. Revista Brasileira de Saúde da Família (Brasília), Brasília, v. V, n. 7, p. 72-85.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. (1997), Saúde da Família: uma estratégia para a reorientação do modelo assistencial. Brasília. Ministério da Saúde, p.36.

MINISTÉRIO DA SAÚDE, (2013a), Disponível em: <http://dab.saude.gov.br/atencaobasica.php>. Acesso em: 15/09/2013

MINISTÉRIO DA SAÚDE, (2013b), Disponível em: <http://dab.saude.gov.br/abnumeros.php>. Acesso em: 25/07/2013

MINISTÉRIO PÚBLICO DO RIO GRANDE DO SUL, (2014), Disponível em: <http://www.mprs.mp.br/infancia/pgn/id101.htm>. Acesso em 06/07/2014

PAIM, Jairnilson Silva. (2008), Reforma Sanitária Brasileira: Contribuição para a compreensão e crítica. Salvador: Edufba/Rio de Janeiro: Editora Fiocruz; 2008. 356 pp.

PEDROSA, José Ivo dos Santos.(2004), “Perspectivas na avaliação em promoção da saúde: uma abordagem institucional”. Revista Ciência e Saúde Coletiva, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, Set.

PERES, Ellen M. (2007), “O Programa Saúde da Família no enfrentamento das desigualdades sociais”. Aquichan, v. 7, n. 1, p. 9-24.

ROSA Walisete de Almeida Godinho, LABATE Renata Curi. (2005), “Programa Saúde da Família: a construção de um novo modelo de assistência”. Rev. Latino-americana de Enfermagem.

RONCALLI, Angelo Giuseppe; LIMA, K. C. (2006), “Impacto do Programa Saúde da Família sobre indicadores de saúde da criança em municípios de grande porte da região Nordeste do Brasil”. Ciência Saúde Coletiva, v. 11, n. 3, p. 713-24.

SMITH, Kevin B. e LARIMER, Christopher. W. (2009), The Public Policy Theory Primer. Boulder-CO, Westview Press.

TOMAZ, José Batista Cisne. (2002), “O agente comunitário de saúde não deve ser um “super-herói”. Interface comun saúde educ, v. 6, n. 10, p. 75-94.

UNICEF. Relatório Situação Mundial da Infância (2013), In: Unicef, 2013. Disponível em: http://www.unicef.pt/docs/PT_SOWC2013.pdf

VALENTIM, Igor Vinicius Lima; KRUEL, Alexandra Jochims. (2007), “A importância da confiança interpessoal para a consolidação do Programa de Saúde da Família”. Ciênc. saúde

coletiva, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, Junho.

(FOOTNOTES)

- 1 A frequência em questão representa os doze anos estudados por cada uma das vinte e sete unidades da federação, sendo assim, cada caso representa um estado em um determinado ano.
- 2 Nesse caso a frequência é relativa às vinte e sete unidades da federação.



UNIVERSIDADE
FEDERAL
DE PERNAMBUCO



Departamento de
Ciência Política

Programa de Pós-Graduação
em Ciência Política

