

UMA ANÁLISE DO IMPACTO DO PROGRAMA SAÚDE DA FAMÍLIA SOBRE A TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS MUNICÍPIOS DO ESTADO DE ALAGOAS

Ramos de Andrade*

RESUMO: O objetivo deste estudo é avaliar o impacto do Programa Saúde da Família (PSF) sobre a taxa de mortalidade infantil (tmi) nos municípios alagoanos no período de 2005-2008, ou seja, em que momento o PSF tem cumprido seu papel para reduzir a taxa de mortalidade infantil dos menores de 1 ano. A partir dos dados em painel (Estático e Dinâmico) dos municípios alagoanos, estimamos o efeito do PSF sobre as taxas de mortalidade infantil através dos modelos de efeitos fixos, Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) e Métodos de Momentos Generalizados (GMM). O resultado que se pôde constatar é que o programa saúde família, e outro fator como coeficiente médico por mil habitantes diminua taxa de mortalidade infantil (tmi) no período em análise.

Palavras-chave: Programa Saúde da Família; Mortalidade infantil; Modelo econométrico.

1. INTRODUÇÃO

A reforma sanitária brasileira abrange a Atenção Primária (ou Básica), a Saúde à Família no modelo de atenção à saúde e a organização dos serviços municipais. A atenção primária à saúde proporciona os cuidados necessários aos indivíduos. Ou seja, compreende um conjunto de ações de caráter individual ou coletivas situadas no primeiro nível de atenção dos sistemas de saúde, voltadas para a promoção da saúde, a prevenção de agravos, o tratamento e a reabilitação. Desse modo, a atenção primária se tornou referência para a organização dos serviços e uma das principais alternativas de mudança no modelo assistencial.

Segundo Conill (2008), a criação de organização de serviços foi baseada em sucessivas reconstruções até se firmar como política de reforma, tornando-se uma alternativa diante da permanente crise dos sistemas de saúde contemporâneos. Vale ressaltar que em 1920, na Inglaterra, ocorreu uma demarcação teórica de um sistema de saúde integrado e hierarquizado em rede, fundamentado na assistência primária, secundária e em hospitais de ensino terciários com as propostas de “Relatório Dawson”. Este relatório foi considerado um documento muito importante para saúde pública, pois sua proposta se baseava na inserção de um sistema integrado de medicina preventiva e curativa, coordenando ações primárias, secundárias e terciárias, e se tornou referência para a reorganização dos sistemas de saúde em vários países.

O Sistema Único de Saúde é considerado um dos maiores sistemas públicos de saúde no Brasil, em virtude dele compreender desde o simples atendimento ambulatorial até o transplante de órgãos. Disponibiliza consultas, exames e internações, promovendo campanhas de vacinação e ações de prevenção e de vigilância sanitária (examinando os alimentos e registro de medicamentos), alcançando a vida de cada um dos brasileiros.

Nesse aspecto, a saúde no Brasil, nos últimos anos, foi caracterizada pelo fortalecimento da atenção básica, com o desenvolvimento de ações estratégicas, dentre as quais se destaca o Programa Saúde da Família (PSF). Esse programa, desde 1994, teve uma expansão quantitativa e consolidou-se em 1998 como modelo de atenção à saúde. Como estratégia de ampliação e organização da rede de serviços públicos, o programa enfoca ações na família, na prevenção sobre a demanda, na integração com a comunidade. (LENTSCK, M.H *et al.*, 2010)

A Saúde da Família tornou-se uma estratégia estruturante dos sistemas municipais de saúde que tem provocado um importante movimento com o intuito de reordenar o modelo de atenção no SUS. Com o PSF, busca-se maior racionalidade na utilização dos demais níveis assistenciais, produzindo-se resultados positivos nos principais indicadores de saúde das populações assistidas pelas equipes saúde da família².

Como os municípios brasileiros apresentavam problemas nos indicadores de saúde (taxa de mortalidade

* Mestre em Economia pela Universidade Federal de Alagoas (UFAL)/ Economista da Prefeitura Municipal de Maceió /AL.

¹ Disponível em: <<http://dab.saude.gov.br/caa/avaliacao.php>>. Acesso em: 10 abr 2010

infantil e outros), o PSF, lançado em 1994, veio para reverter esta situação com o propósito de melhorar as condições de saúde das famílias. Este programa vem promovendo a equidade nos municípios e é um dos princípios estabelecidos pelo SUS. A maior cobertura do PSF está nos municípios que mostram o pior Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Assim, a equipe de saúde família trabalha para elevar os IDH's e reduzir a desigualdade existente entre os municípios em relação aos indicadores.

Os municípios alagoanos são historicamente conhecidos por apresentarem baixos Índices de Desenvolvimento Humano e altas taxas de mortalidade infantil. Nesse sentido, cabe a pergunta: o PSF contribui para diminuição da taxa de mortalidade infantil nos municípios alagoanos?

Este estudo busca responder a essa pergunta por meio de estimativas econométricas. Em particular, analisa-se os efeitos do PSF sobre a taxa de mortalidade infantil (tmi) dos menores de 1 ano residentes nos municípios alagoanos, no período 2005 a 2008.

A análise está subdividida em cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção, contextualiza-se e realiza-se uma revisão de literatura da temática tratado neste artigo; na terceira, mostra-se a especificação dos modelos econométricos; na quarta, apresentam-se os resultados. Por fim, a última seção, tem-se a conclusão.

2. CONTEXTUALIZAÇÃO E REVISÃO DE LITERATURA

2.1 PROGRAMA SAÚDE DA FAMÍLIA

O Programa Saúde da Família surgiu no Brasil em 1994, por meio de implantação do Programa de Agentes Comunitários de Saúde (PACS) - 1991, com a significação de ser uma estratégia desenvolvida a fim provocar modificações no atual modelo de assistência à saúde do país, que dá mais atenção à cura do que à prevenção de doenças, esperando contribuir para a organização do Sistema Local de Saúde (SILOS), com base nos princípios do Sistema Único de Saúde (BRASIL, 1993).

Este programa (PSF) tem como propósito melhorar o estado de saúde da população através de um modelo de assistência voltado à família e à comunidade, que inclua desde a proteção e a promoção da saúde até a identificação precoce e o tratamento das doenças (BRASIL, 1993), além de contribuir para o redirecionamento do modelo assistencial a partir da atenção básica (BRASIL, 1997).

Assim este programa considera alguns pontos imprescindíveis para o modelo assistencial, tais quais: propagar o conceito de saúde como qualidade de vida e direito do cidadão; fomentar a família como o ponto central no atendimento à saúde da população, num enfoque comunitário; conceder assistência à saúde, de forma favorável e contínua para as pessoas, em domicílios, ambulatorios e hospitais em tempo integral; marcar atendimento à população conforme é estabelecido nas normas dos programas de saúde existentes, sem excluir atendimentos eventuais e domiciliares; assistir sobre os fatores de risco aos quais a população; escolher a família e o seu espaço social como ponto central no atendimento à saúde; humanizar as técnicas de saúde através do estabelecimento que une os profissionais de saúde e a população; prestar a fixação de parcerias por meio do desenvolvimento de ações intersetoriais; cooperar para a popularização do entendimento sobre o processo saúde-doença, da estruturação dos serviços e da produção social da saúde; expressar a qualidade de vida, ou seja, fazer com que a saúde seja aceita como um direito de cidadania; Incentivar a estruturação da comunidade para realizar o exercício do controle social. (BRASIL, 1997)

Para o programa PSF ser executado é necessário que se tenha uma Unidade de Saúde da Família preparada para atender toda a comunidade. O estabelecimento tem que estar de acordo com o que determina o Ministério da

Saúde, tornando assim um espaço à saúde para realizar atenção contínua nas especialidades básicas, por intermédio de uma equipe multiprofissional considerada apta a desenvolver atividades de promoção, proteção e recuperação. Estas são características do nível primário de atenção, além da referência e contra-referência para os níveis de maior complexidade do sistema.

O programa PSF modificou a estrutura do PACS, com o objetivo de levar a saúde para mais perto da família e ao mesmo tempo melhorar a qualidade de vida da população. Esta estratégia do PSF priorizou as ações de prevenção, promoção e recuperação de saúde das pessoas de maneira integral e contínua.

2.1 Situação do Estado de Alagoas

A área de estudo corresponde ao Estado de Alagoas, que se situa na Região Nordeste do Brasil. A população residente de Alagoas, segundo censo 2010, é de 3.120.922 habitantes, concentrados numa área de 27.767,661 km², o que equivale a uma densidade demográfica equivalente a 112,39 hab/km². Em 2009, a taxa de mortalidade infantil ficou em torno de 18,98%.

Os municípios alagoanos padecem de problemas vinculados à infraestrutura em diversos setores do setor público, como saúde, educação, meio ambiente, transporte, polícia entre outros. Dentre estes, neste estudo, será destacada a saúde pública.

Dessa forma, pode-se dizer que, no ano de 2008, as quantidades de estabelecimentos de saúde no Estado de Alagoas foram divididas pelas seguintes redes: Estadual (50), Municipal (1207), Federal (2) e Privado (909). Os leitos de internações são separados por rede Federal (209), Estadual (1.152), Municipal (1.159), Privado (4.224). Já os internamentos privados (117.071) são maiores que o público (60.393), indicando assim a pequena estrutura física do setor público na área de saúde.

Além disso, a quantidade de médicos clínicos e especialistas existentes em todo o Estado é insuficiente para assistir a população de maneira eficiente e eficaz, de modo que toda essa deficiência na estrutura física dos estabelecimentos e de profissionais de saúde repercute no desempenho dos indicadores de saúde, inclusive o da taxa de mortalidade infantil. (ALAGOAS, 2009).

O governo implantou Programa de Agentes Comunitários da Saúde (PACS) e Programa de Saúde da Família (PSF) com o propósito de melhorar as condições de atendimento ao paciente. Será que tais programas chegaram a afetar determinados indicadores de saúde como a taxa de mortalidade infantil? Essa é a principal pergunta que este estudo visa responder.

O Quadro 1 mostra a evolução da implantação do PSF e do PACS, no período 1998-2009. Por sua vez, o Gráfico 1 evidencia as quantidades de Equipe Saúde da Família (ESF) e de Equipe de Agentes Comunitários da Saúde (EACS) existentes nos municípios alagoanos, também no período: 1998-2009.

Quadro 1 -Evolução da Implantação do PSF nos 102 Municípios Alagoanos, 1998-2009

Programas Implantados/ Ano	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Municípios com PSF implantado	76	89	100	99	100	98	98	101	101	102	101	102
Municípios com PACS implantado	98	101	101	101	101	101	101	101	102	102	102	102

Fonte: Departamento de Atenção Básica/Ministério da Saúde

EVOLUÇÃO DA ESF X EACS 1998-2009

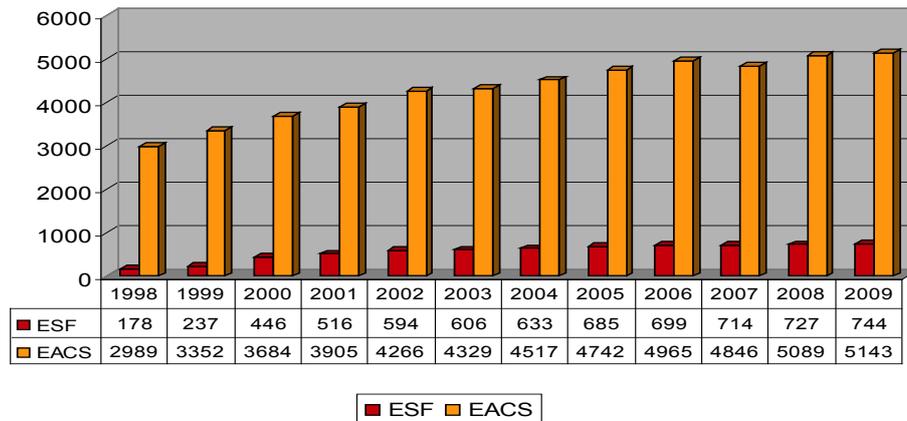


Gráfico1. Evolução da ESF x EACS 1998-2009
Fonte: Departamento de Atenção Básica/Ministério da Saúde

2.2 REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA

Na literatura empírica brasileira, encontram-se trabalhos de autores como Rocha e Soares (2008), que analisam o impacto de programas de saúde em nível familiar e comunitário nas reduções de mortalidade que aconteceram nos países em desenvolvimento, a partir da década de 1960. Os autores calcularam o impacto do programa na redução de mortalidade por faixa etária, por região, por quartil de mortalidade inicial e por causa de morte. Assim o resultado alcançado foi a redução da taxa de mortalidade nas quatro faixas etárias (infantil, de criança, de adultos e de idosos) nos municípios que receberam o programa. Segundo esses autores, o impacto foi maior nos municípios do Norte e do Nordeste e nas causas de morte que dependem mais de atenção básica.

Silva e Justo (2009) estimaram modelos econométricos com efeito fixo por meio de dados em painel, com o intuito de analisar e mensurar os determinantes da taxa de mortalidade infantil no Ceará. Assim, o resultado indicou que as variáveis educacionais e a intensidade da pobreza apresentaram maiores impactos na redução da TMI seguidas da taxa de fecundidade e coleta de lixo. Os autores enfatizam que precisam adotar políticas públicas nas esferas Federal, Estadual e Municipal para que este indicador seja reduzido.

Serra (2004) usou um painel estático – estimou por modelos de efeitos fixos e de primeiras diferenças - de dados agregados com informações referentes a uma amostra de municípios paulistas entre 1998 e 2001, com o propósito de estimar o impacto do Programa Saúde da Família sobre a taxa de mortalidade infantil nos municípios do Estado de São Paulo. O autor conclui que há um impacto benéfico do PSF sobre a mortalidade infantil.

Alves E Belluzo (2004) observaram os determinantes da expectativa de vida através de um painel de dados com municípios brasileiros entre 1970 e 2000. Após a análise dos dados, os autores afirmaram que o determinante da taxa de mortalidade infantil é a renda. Já o autor Soares (2007) efetuou o mesmo estudo no período de análise e evidenciou que, de 71% na variação na esperança de vida ao nascer, 33% são explicadas pela alteração na renda *per capita*.

3. ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ECONOMETRICO E FUNDAMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 MODELO PROPOSTO: ESTIMATIVAS A PARTIR DE DADOS EM PAINEL

No campo da econometria aplicada, a maioria dos estudos preocupados com os determinantes da saúde infantil baseia a sua análise em uma *função de produção de saúde infantil*, a qual pode ser expressa da seguinte forma⁴:

$$\pi = f(i, p, a, c, s, x, e) \quad (1)$$

Nessa formulação, π representa a probabilidade de um recém-nascido morrer antes de completar um ano de vida, a qual é colocada em função de: vetor de insumos médicos (i), vetor de insumos médicos pré-natais (p), utilização de serviços de aborto (a), utilização de insumos anticoncepcionais (c), uso materno de cigarros (s), variáveis exógenas observáveis de risco para a criança (x) e dotação biológica da criança (e), determinada em grande parte pelas características biológicas da própria mãe e não-observável para o pesquisador (CORMAN et al. (1987), apud SERRA (2004); FRANK et al. (1992), apud SERRA (2004) entre outros).

A equação (1) é descrita normalmente como uma “função de produção de saúde infantil quase-estrutural”, pois resulta da substituição de funções de produção estruturais – para a probabilidade de baixo peso ao nascer e para a probabilidade de prematuridade no nascimento – na equação estrutural específica para a mortalidade infantil (CORMAN et al. (1987), apud SERRA (2004); FRANK et al. (1992), apud SERRA (2004).

Com dados individuais, a estimação direta, por mínimos quadrados ordinários, da função de produção de saúde infantil (1) tende a gerar estimativas viesadas e inconsistentes dos coeficientes (Rosenzweig e Schultz (1983), apud Serra (2004)). Isso ocorre porque a dotação de saúde materno-infantil (e) não constitui uma variável observável para o pesquisador, mas é parcialmente observável pela mãe ou pelo seu médico.

Essas informações adicionais, disponíveis para os indivíduos, mas não para o pesquisador, podem levar as mães com dotações “inadequadas” de saúde a escolher combinações de insumos médicos diferentes daquelas utilizadas pelas demais gestantes. Em outras palavras, a informação obtida por uma mãe acerca de suas dificuldades congênitas em gerar filhos pode influenciar tanto sua escolha de insumos médicos (por exemplo, mais exames pré-natais) quanto o resultado de sua gravidez (por exemplo, morte ou não da criança no primeiro ano de vida). Dessa forma, os insumos médicos estão correlacionados com o termo de erro, o qual reflete em parte a dotação de saúde, pelo que as estimativas por mínimos quadrados ordinários dos parâmetros da função (1) são viesadas e inconsistentes.

O fato de se contar com um painel de dados agregados permite seguir uma estratégia ligeiramente diferenciada no tocante à especificação e à estimação da função de produção de saúde infantil. Especificamente, nesse contexto, isto é, de dados agregados para uma amostra de municípios, em que a equação a ser estimada representa uma modificação da equação (1).

Destaque-se que algumas variáveis incluídas na equação 1 não estão disponíveis para o estudo, como a utilização, nos municípios, de serviços de aborto, insumos anticoncepcionais e cigarros⁵. Assim, tendo-se em vista o objetivo deste trabalho, a equação modificada que serve de base para esse modelo – a qual pode ser considerada, da mesma maneira que (1), uma função de produção de saúde infantil quase-estrutural –, é representada como se segue:

² Este modelo é o mesmo utilizado pelo Serra (2004) no seu trabalho “Uma Avaliação Empírica do Impacto do Programa Saúde da Família sobre a Saúde Infantil no Estado de São Paulo.

³ Segundo Serra (2004) esta função de produção de saúde infantil, por sua vez, está baseado na teoria econômica do comportamento familiar desenvolvido por Gary Becker, em trabalhos como Becker e Lewis (1973).

⁴ A própria relevância desses elementos no contexto brasileiro necessita de estudos quantitativos mais aprofundados e estatisticamente rigorosos.

$$tmi = f(i, psf, pacs, r, x, e) \quad (2)$$

A variável dependente no modelo proposto é uma probabilidade calculada no âmbito agregado: a taxa de mortalidade infantil (*tmi*). Essa variável depende de um vetor (*i*) de insumos médicos (os quais representam a disponibilidade e o preço dos serviços médicos em determinada localidade), da existência e do grau de cobertura do Programa Saúde da Família (*psf*) e do Programa Agentes Comunitários da Saúde (*pacs*) na área, da renda *per capita* local (*r*) - a qual serve como *proxy* para a capacidade de aquisição de insumos não observados no modelo, como calorias -, de um vetor de variáveis exógenas de risco para a saúde infantil medidas em nível local (*x*), ditas variáveis de controle, e da dotação de saúde materno-infantil (*e*).

O modelo empírico escolhido busca incorporar explicitamente, para o nível agregado, os determinantes mais importantes da probabilidade de óbitos da criança antes do primeiro ano de vida, isto é, taxa de mortalidade infantil. Vale destacar que esse conjunto de variáveis é similar ao utilizado em outros trabalhos empíricos que utilizam dados agregados, como CORMAN et al. (1987), apud SERRA (2004), FRANK et al. (1992), apud SERRA (2004), HANRATTY (1996), apud SERRA (2004), GOLDMAN e GROSSMAN (1982), apud SERRA (2004) e JOYCE (1987), apud SERRA (2004), entre outros .

3.1.1 Características dos Estimadores para Dados em Painel

Os dados em painel possuem combinações com corte transversal e séries temporais. Para tanto se utilizam o maior número de informações, aumentando os graus de liberdade, reduzindo a colinearidade entre as variáveis explicativas, proporcionando uma maior eficiência na estimação.

A maior vantagem em dados em painel é a possibilidade de superar o problema de viés de variável omitida causado por heterogeneidade não observada constante ao longo do tempo. De fato, qualquer heterogeneidade não observada, que permaneça intertemporalmente constante, pode ser eliminada por meio dos dados em painel. Neste estudo, do ponto de vista estático, consideram-se os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, com vistas a corrigir o problema de heterogeneidade não observada que é constante ao longo do tempo. Por sua vez, no contexto dinâmico, em que se considera endogeneidade nos regressores, considera-se o Método Generalizado dos Momentos (GMM).

Conforme a equação 1, o modelo básico de painel é escrito separando o componente não observado constante (para cada indivíduo, firma, município etc.) no tempo, “*c*”, do componente não observado que varia no tempo, “*u*”. Esse termo constante entre os municípios no tempo – no caso deste estudo - , “*c*”, é conhecido como efeito fixo ou heterogeneidade não observada. Por sua vez, *u* é chamado de erro idiossincrático, de modo que “*v = c + u*” é chamado de erro de composição.

$$Y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j X_{jit} + c_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

Segundo Johnston e Dinardo (1997), apud Teixeira (2010), no caso estático, em que se considera exogeneidade nos regressores, o modelo será caracterizado como Modelo de Efeitos Aleatórios se o aludido parâmetro “*c_i*” for ortogonal à matriz explicativa X_{jit} . Em outras palavras, se os efeitos individuais não estão correlacionados com as variáveis explicativas. Porém, menciona-se que, nesse caso, os efeitos individuais “aleatórios” - diferenciados entre os indivíduos - causam correlação serial nos choques estocásticos. Por isso, deve-se aplicar o método mínimos quadrados generalizados (MQG ou GLS), que é considerado o mais eficiente – na correção dessa heterocedasticidade - por mostrar a menor dispersão dos erros.

Por sua vez, no caso do efeito fixo, “ c_i ”, ser correlacionado com a variável explicativa, utiliza-se, o modelo de efeito fixo, para corrigir a heterogeneidade não observada.

Supondo exogeneidade nos regressores, como escolher entre o modelo de efeito aleatório e o modelo de efeito fixo? Hausman (1978) sugere um teste para mostrar se o método de efeito fixo é preferível a do efeito aleatório.

No teste de Hausman, adotado neste estudo, verifica-se as condições de ortogonalidade (correlação zero) entre o elemento individual μ_i do choque estocástico e as variáveis independentes X_{it} . Caso a hipótese de ortogonalidade não seja rejeitada, o modelo de efeito aleatório não é rejeitado e o estimador MQG ou GLS é aplicado. Se a aludida hipótese de ortogonalidade for rejeitada, o modelo de efeito aleatório é rejeitado e o modelo de efeito fixo é utilizado.

3.1.2 Endogeneidade e GMM Arellano-Bond

Na definição do estimador utilizado por meio do teste de Hausman, não se considerou a hipótese de endogeneidade nos regressores. Contudo, como verificado na explicação do modelo teórico, há uma endogeneidade que surge naturalmente na estimação da função produção, em virtude do fato de a dotação de saúde materna ser conhecida apenas pela mãe e pelo médico, e não pelo pesquisador.

Nesse caso, ao não considerar a endogeneidade nos regressores na função de produção estimada, as estimativas são viesadas e inconsistentes. Com vistas a superar esses problemas, utiliza-se, neste estudo, um painel dinâmico, fazendo-se uso de variáveis instrumentais para estimar a equação, a fim, repise-se, de corrigir a endogeneidade dos regressores.

A equação estimada, nesta dissertação, foi baseada no Método de Momentos Generalizados (GMM)⁶ sugerido por Arellano e Bond (1991). Para tanto foi usada a primeira diferença, considerado-se todos os defasamentos das variáveis explicativas como instrumentos para que ocorra a eliminação dos efeitos específicos de cada município. Assim, a equação é expressa da seguinte forma:

$$\Delta(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = -b\Delta y_{i,t-1} + \psi\Delta X_{i,t} + \Delta\mu_{i,t} \quad (4)$$

No momento que ocorre a diferenciação, suprimimos o efeito não observado específico a cada município, η_i 's e inserimos um novo viés, em que o novo termo de erro ($\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1}$) é correlacionado com a variável dependente defasada ($y_{i,t} - y_{i,t-2}$). Sob as seguintes suposições: a) não é correlacionado serialmente, o termo de erro, μ e b) as variáveis explicativas não se correlacionam com futuras realizações do termo de erro, ou seja, as variáveis explicativas, X , são fracamente exógenas.

Os autores Arellano & Bond sugerem as seguintes condições de momento:

$$E[y_{i,t-1}(\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1})] = 0, \text{ se } s \geq 2; t = 3, \dots, T, \quad (5)$$

$$E[X_{i,t-1}(\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1})] = 0, \text{ se } s \geq 2; t = 3, \dots, T, \quad (6)$$

Estes autores propõem um estimador GMM de dois estágios, baseado nas condições de momento. Na primeira fase, os termos de erro são independentes e homocedásticos nos municípios e ao longo do tempo. Na segunda etapa, os resíduos identificados na primeira etapa são utilizados para formar uma estimativa consistente da matriz variância-covariância, atenuando assim as suposições de independência e homocedasticidade. Enfatiza-se que o estimador da segunda etapa é assintoticamente mais eficiente em comparação com o estimador do primeiro momento.

⁵ Generalized Method of Moments.

Segundo Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), deve-se utilizar o estimador que se junta em um sistema de regressão em diferenças com a regressão em nível para reduzir os potenciais vieses e imprecisões relacionados ao estimador.

As diferenças defasadas das variáveis correspondentes referem-se aos instrumentos da regressão em níveis. Tais instrumentos seguem a hipótese adicional que não há correlação entre as diferenças dos níveis das variáveis do lado direito e o efeito não observado específico a cada município, η_i , apesar de existir correlação entre estas variáveis e η_i .

Somente a diferença mais recente é utilizada como instrumento na regressão em níveis, dado que os níveis defasados são usados como instrumentos na regressão em diferenças. Ao utilizar diferenças defasadas adicionais pressupõe condições de momento redundantes (ARELLANO e BOVER, 1995). Assim ficam definidas as condições adicionais para a regressão em níveis (a segunda etapa) que são:

$$E[(y_{i,t-s} - y_{i,t-s-1})(\eta_i + \mu_{i,t})] = 0, \text{ se } s = 1, \quad (7)$$

$$E[(X_{i,t-s} - X_{i,t-s-1})(\eta_i + \mu_{i,t})] = 0, \text{ se } s = 1, \quad (8)$$

Devem-se usar as condições estabelecidas em (7) e (8) e coloca-se o estimador de sistema de painel para produzir estimativas de parâmetro consistentes e eficientes.

As hipóteses que tratam de ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais trarão consistência do estimador GMM. Logo, inicialmente, testa-se a hipótese de que o termo de erro $\mu_{i,t}$ não é serialmente correlacionado. Em seguida, testa-se caso o termo de erro diferenciado é correlacionado serialmente em segunda ordem, m^2 (o termo de erro diferenciado é provavelmente correlacionado serialmente em primeira ordem, m^1 , embora se o termo de erro original não o for, por elaboração). Após estas suposições, efetua-se o teste de Hansen para analisar a validade dos instrumentos e o teste de Sargan que trata sobre restrições sobre-identificadas, examinando a validade total dos instrumentos ao apreciar a amostra semelhante das condições de momento utilizadas no processo de estimação.

Arellano e Bond (1990) propõem a efetuação de inferência estatística desde a estimativa robusta, pois julgam que deva ocorrer uma tendência à subestimação dos desvios padrões desde o estimador em dois estágios para pequenas amostras. Por isto, as estimativas robustas deveriam-se ao uso do estimador proposto por Windmeijer (2005).

3.2 MODELO EMPÍRICO⁷

No caso de dados agregados em *cross-section*, conforme observado por Frank et al. (1992), apud Serra (2004), o uso de um modelo de equações estruturais para estimar a função de produção de saúde infantil (2) pode ainda ser necessário, pois mulheres com dotações de saúde similares poderiam concentrar-se geograficamente, aumentando a probabilidade de ocorrência de determinado tipo de evento (por exemplo, o óbito de menores de um ano) em uma localidade em relação às demais e viesando, dessa forma, as estimativas por mínimos quadrados ordinários dos parâmetros associados aos determinantes da saúde infantil incluídos no modelo⁸.

⁶ Baseado no modelo utilizado por Serra (2004).

⁷ Para os propósitos deste estudo, o viés potencial ocasionado por variáveis omitidas no modelo estaria presente, por exemplo, se as mulheres com piores diagnósticos para nascimentos estivessem sobre representadas nos municípios que adotaram o PSF (uma espécie de "seleção adversa" na implementação do Programa); dessa maneira, a diferença entre as taxas de mortalidade infantil em áreas com e sem o Programa seria pelo menos parcialmente atribuível a fatores outros além das ações do programa em si e das demais variáveis de controle do modelo. Isso tenderia a enviesar para baixo o impacto do PSF sobre essa medida de saúde infantil, em razão da presença de uma diferença não observada responsável pelos distintos prognósticos em saúde infantil. Portanto, análises empíricas que não incorporem técnicas adicionais para lidar com o problema descrito tendem a apresentar estimativas pouco confiáveis dos parâmetros. (SERRA, 2004)

Com a utilização de um *painel de dados*, estratégia empírica adotada aqui, o viés ocasionado pela mencionada concentração geográfica de mulheres com dotações de saúde semelhantes pode ser tratado de outra maneira. De fato, ao assumir que a dotação média de saúde materno-infantil em uma dada localidade – nesse caso, no mesmo município – não varia ao longo do tempo (pelo menos durante o período de tempo em análise), estimativas diretas não-viesadas da função de produção de saúde infantil podem ser obtidas, tratando-se essa concentração de dotações similares de saúde como efeitos específicos de cada localidade, seja por meio dos modelos de efeitos fixos/aleatórios ou pela aplicação de primeiras diferenças ao modelo original, eliminando-se tais efeitos específicos invariantes no tempo (MENEZES-FILHO (2001), apud SERRA, (2004)).

É importante destacar que a introdução de efeitos específicos no modelo não remove apenas a influência de qualquer concentração geográfica sistemática e temporalmente estável de mulheres com dotações de saúde semelhantes sobre o coeficiente estimado do PSF; a inclusão desses efeitos específicos é também capaz de captar a influência de outros elementos municipais fixos no período analisado, como diferentes “valores culturais” (a presença de certas “crenças” locais a respeito da utilidade do tratamento médico em caso de doença da criança, por exemplo⁹) e a maior ou menor qualidade da Administração Pública de um município em relação à dos demais.

Assim, neste estudo empírico, busca-se controlar a heterogeneidade não observada entre os municípios por meio da incorporação de efeitos específicos à equação (2). O modelo estimado será:

$$tmi_{it} = \beta X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Nesse modelo, tmi_{it} representa a taxa de mortalidade infantil observada no município i no ano t ; X_{it} constitui o vetor de variáveis explicativas (o qual inclui a disponibilidade de determinados insumos médicos, a renda *per capita* municipal, os fatores exógenos de risco à saúde infantil, a variável *pacs* e o regressor de maior interesse, a variável PSF); η_i representa o efeito específico de cada município; e ε_{it} é um choque aleatório não correlacionado com o vetor de variáveis explicativas¹⁰.

A opção pelos municípios como unidade de análise deve-se primeiramente ao fato de que unidades maiores, como os estados, são muito grandes e freqüentemente muito mais heterogêneas. Renda, recursos físicos em saúde e outras variáveis relevantes podem variar enormemente dentro de um mesmo estado, questão essa que é minimizada quando se analisam os municípios.

Antes de se passar à descrição das variáveis utilizadas no estudo empírico, faz-se necessário ressaltar que será estimada uma função *linear* de produção de saúde infantil. Em razão do fato de a taxa de mortalidade infantil de uma localidade representar a probabilidade de um nascido vivo morrer antes de completar um ano de vida, isso equivale a estimar um modelo de probabilidade linear. Há três razões para dar preferência a um modelo linear em vez de especificações mais complexas. Primeiramente, os coeficientes estimados em especificações lineares apresentam maior facilidade de interpretação.

Em segundo lugar, de acordo com a argumentação apresentada em detalhes por Maddala (1986), apud Serra (2004), a disponibilidade de múltiplas observações agregadas – como nesse caso – praticamente livra o modelo probabilístico linear da principal crítica a que está sujeito no caso de dados individuais, ou seja, a impossibilidade de se assegurar *a priori* que os valores da probabilidade previstos pelo modelo estejam restritos ao intervalo entre zero e um¹¹.

⁸ Esses fatores são identificados no estudo de Souza et al. (2000) acerca dos óbitos pós neonatais em uma região do Estado do Ceará. Por meio de entrevistas com as mães, verificou-se que, em muitos casos, a demora ou a ausência de um tratamento médico profissional esteve relacionada à crença dos pais na inevitabilidade da morte da criança ou à utilização de práticas de curandeirismo (SERRA, 2004).

⁹ Assume-se portanto, que toda a correlação entre o termo de erro e o vetor de variáveis explicativas (gerada pela existência de variáveis omitidas no modelo) é eliminada por meio da introdução dos efeitos específicos. Será discutida posteriormente a adequação dessa hipótese à nossa análise empírica do PSF. (Serra, 2004).

¹⁰ Maddala argumenta que, com múltiplas observações, como é o caso de dados agregados, “the linear probability model is no different in spirit from the log-linear model or logit model” (Maddala, 1986 apud Serra, 2004).

Por último, a grande maioria dos estudos econômicos efetuados sobre assuntos relacionados, os quais utilizam também dados agregados, tem encontrado resultados qualitativos muito similares entre o modelo linear e especificações alternativas como a logística (ver, entre outros, GROSSMAN e JACOBOWITZ (1981), apud SERRA (2004); GOLDMAN e GROSSMAN (1982), apud SERRA (2004); CORMAN et al. (1987), apud SERRA(2004); FRANK et al. (1992), apud SERRA (2004); JOYCE (1987), apud SERRA (2004)). Conseqüentemente, não parecem existir razões para preocupações maiores acerca da adoção de uma forma funcional linear nesta análise empírica¹².

3.3 DADOS E AMOSTRAS

A estimação da equação (9) será realizada com base em um painel de dados desbalanceado, isto é, com número diferente de observações para cada município. As informações utilizadas referem-se aos 102 municípios do Estado de Alagoas entre os anos de 2005 e 2008¹³.

No que concerne especificamente ao indicador escolhido para se quantificar o impacto do PSF, existe um amplo consenso – tanto na área de saúde pública quanto entre os estudiosos do desenvolvimento econômico e social dos países – acerca da capacidade que a taxa de mortalidade infantil tem para refletir as condições gerais de saúde e de vida em uma dada sociedade (ver, por exemplo, UNITED NATIONS (1973), apud SERRA (2004); UNICEF (1998), apud SERRA (2004)).

Os óbitos de menores de um ano mostram-se diretamente relacionados a uma ampla gama de fatores socioeconômicos, tais como as condições de nutrição, habitação, saneamento, educação dos pais, assistência pré-natal e ao parto, além naturalmente de fatores congênitos e genéticos (UNITED NATIONS (1973), apud SERRA (2004); LAURENTI et al. (1987) apud SERRA (2004)). A equipe de saúde da família, em virtude de sua proximidade em relação aos membros da comunidade, encontra-se em uma posição privilegiada para executar ações preventivas de elevada efetividade, tais como o estímulo ao pré-natal, ao aleitamento materno e à vacinação oportuna das crianças ao longo de seu primeiro ano de vida, além do controle das doenças diarreicas por meio da terapia de reidratação oral.

Portanto, é plausível esperarmos um impacto positivo das intervenções em saúde contempladas pelo PSF sobre a mortalidade infantil nas regiões beneficiadas. O coeficiente de maior interesse será, então, aquele associado ao impacto do PSF sobre a mortalidade infantil. Nesse aspecto, será possível identificar por meio do programa PSF se houve alguma melhoria de saúde em relação aos graus de cobertura populacional do PSF nos municípios alagoanos.

Os dados referentes ao número de Agentes Comunitários da Saúde, Equipes de Saúde foram obtidos pelo Departamento de Atenção Básica/Secretaria de Atenção à Saúde/Ministério da Saúde (MS) a partir de julho de 1998, quando foi implantado o sistema de captura de dados para pagamento dos incentivos ao PACS e PSF. Os meses/períodos adquiridos pelo MS são referentes às competências financeiras, que é baseada nos dados da competência imediatamente anterior do sistema de cadastro em vigor. Por exemplo, a competência financeira de fevereiro de 2008, contém dados de agentes e equipes da competência do sistema de cadastro de janeiro do mesmo ano. Estas informações foram utilizadas pelo próprio MS para calcular a cobertura populacional do PSF e PACS. A fórmula utilizada para calcular foi a seguinte:

$$PSF = \frac{ESF \times 3.450 \times 100}{População}$$

O cálculo da cobertura populacional do Pacs em cada município e em cada ano é efetuado de maneira análoga. A cobertura do Pacs representa uma variável de controle extremamente importante nessa análise, visto que esse Programa constitui, segundo o próprio MS, a estratégia inicial de implantação do PSF nos municípios (BRASIL,

¹¹ Deve-se salientar, no entanto, que a opção pelo modelo linear equivale a assumir a hipótese simplificadora de que o impacto de variações marginais na cobertura populacional do PSF é idêntico, em termos relativos entre municípios por diferentes níveis de mortalidade infantil. (Serra, 2004).

¹² A escolha deste período ocorre em função da disponibilidade dos dados.

2001), e o desenho institucional que o caracteriza é, na grande maioria dos aspectos, virtualmente idêntico ao do PSF – isto inclui elementos como o objetivo geral do Programa, as normas de habilitação municipal determinadas pelo MS e as funções dos níveis federal, estadual e municipal (BRASIL, 2001).

Assim, eventuais melhorias na saúde infantil podem dever-se às ações tanto do PSF quanto do Pacs, tornando-se necessário isolar o coeficiente estimado do primeiro Programa em relação aos impactos em saúde impulsionados pelo segundo. Além do PSF e PACS, serão inseridas no estudo outras variáveis como Produto Interno Bruto *per capita*, despesa com saúde *per capita*, médicos, urbanização e taxa de distorção de idade do sexo feminino, pois as mesmas poderão influir negativa ou positivamente sobre a mortalidade infantil. Para este estudo, utiliza-se a combinação de diferentes bases de dados. O Quadro 2 a seguir resume as variáveis utilizadas para o modelo proposto.

Quadro 2- Variáveis do modelo de regressões para dados em painel

Nome	Descrição da variável	Fonte
<i>tmi</i>	Taxa de Mortalidade Infantil: óbitos de menores de um ano por mil nascidos vivos	Sesau/AL ¹
<i>psf</i>	Cobertura Populacional estimada do PSF (em %) em cada município da amostra, calculada de acordo com os parâmetros do Ministério da Saúde (3450 pessoas por equipe de saúde da família)	MS ²
<i>pacs</i>	Cobertura Populacional estimada do PACS (em %) em cada município da amostra, calculada de acordo com os parâmetros do Ministério da Saúde (3450 pessoas por equipe de agentes comunitários de saúde)	MS
<i>pibpc</i>	Produto interno bruto municipal <i>per capita</i> .	Seplan/AL ³
<i>dsapc</i>	Despesas municipais anuais por subfunção de saúde, por habitante, em reais	SIOPS ⁴ /MS
<i>cmpmh</i>	Médicos registrados no Cadastro Nacional de Estabelecimento de Saúde -CNES (coeficientes por mil habitantes)	Datasus ⁵
<i>urb</i>	Taxa de urbanização municipal, medida pela densidade demográfica (habitantes por quilômetros quadrado)	Seplan/AL
<i>txdif</i>	Taxa de distorção de idade – conclusão de Fundamental para as mulheres, isto é, o percentual de alunos do sexo feminino que concluiu o Ensino Fundamental com idade superior à recomendada pelo Ministério da Educação, em determinado ano.	INEP ⁶

Fonte: Autora, 2012

1- Secretaria de Estado de Saúde de Alagoas (Sesau/AL)

2- Ministério da Saúde (MS)

3- Secretaria de Estado do Planejamento e do Orçamento de Alagoas (Seplan/AL)

4- Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS)

5- Departamento de Informação e Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus)

6- Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (INEP) – Ministério da Educação (MEC)

4 RESULTADOS ECONÔMICOS

Neste momento, faremos uma breve discussão sobre os dados apresentados na tabela 2 e em seguida abordaremos a questão econométrica. Os dados referem-se aos municípios alagoanos no período de 2005 a 2008. Será considerado os 102 municípios num período de 4 anos. Assim, as variáveis utilizadas no estudo são: Taxa de mortalidade Infantil a crianças menores de um ano; Programa Saúde da Família e Programa de Agentes Comunitários da Saúde

A tabela 1 mostra as variáveis dos municípios alagoanos considerados importantes para o estudo de forma sumarizada.

Destacaremos a variável taxa de mortalidade infantil (*tmi*) dos menores de um ano referente aos municípios alagoanos no período de 2005 a 2008. A média da taxa de mortalidade infantil foi 23,37%, com desvio padrão de 11,27%. A menor taxa de mortalidade infantil foi zero, e a maior registrada 85,60%. O Programa Saúde da Família (*psf*) evidenciou uma cobertura média de 92,76%, o desvio padrão ficou em 16,28%. O valor mínimo do *psf* registrado foi 24,42% e o máximo 103,25%. Já o Programa de Agentes Comunitário da Saúde (*pacs*) mostrou a uma cobertura média de 98,25%, com desvio padrão de 9,31%. O valor mínimo do *pacs* foi 22,25% e o máximo registrado 103,25%. Os valores máximos e mínimos refletem a existência de alguma discrepância, que é prevista. Estas taxas de mortalidade infantil, Programa Saúde da Família, Programa de Agente Comunitário da Saúde de fato apresentam-se como *outliers*. Nas estimativas a serem realizadas estes *outliers* tendem a serem absorvidos através da utilização de variância específica de painéis.

Tabela 1 - Resumo dos Dados dos Municípios Alagoanos: período 2005-2008 (%)

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
tmi	23,37	11,27	-	85,60	372
psf	92,76	16,28	24,42	103,25	380
pacs	98,25	9,31	22,25	103,25	382

Fonte: Autora, 2012

4.1 PAINEL DE DADOS ESTÁTICO

A fim de verificar o impacto do Programa Saúde da Família sobre a taxa de mortalidade infantil dos menores de um ano, construiu-se um painel desbalanceado com 102 municípios, com dados anuais para o período de 2005 a 2008. Assim, nesta seção, serão exibidas estimações pelo método em painel de dados – estático e dinâmico.

Antes da análise dos dados, foi realizada uma investigação de uma possível ocorrência de heterocedasticidade por meio do teste Wald, posteriormente aplicado o teste de Wooldridge para verificar a presença de autocorrelação, em seguida foi utilizado o teste de Hausman para identificar qual o melhor modelo a ser adotado (efeito fixo ou aleatório). Paralelamente serão verificados possíveis problemas de multicolinearidade por meio do teste de Fator Inflação de Variância (FIV).

Efetua-se o teste de heterocedasticidade apresentado por Greene (2000). O resultado do teste Wald modificado foi $\chi^2_{(102,gl)} = 5.0e + 33$ e com *p-valor* de 0,00%, desta forma rejeita-se a hipótese nula de homocedasticidade. Assim sendo, para o problema de heterocedasticidade, foi utilizado o mecanismo de correção de variâncias e erros padrão de White. Outro teste específico para autocorrelação de painéis de dados foi sugerido por Wooldridge (2002). Este teste foi desenvolvido por Drukker (2003), com resultado do teste $F(1, 71) = 2,454$ e *p-valor* de 0,1215, isto indica que não se deve rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem.

O teste de especificação proposto por Hausman (1978) verifica se os modelos de efeitos fixos e randômicos são idênticos. Caso sejam, a melhor especificação é a randômica, dada a condição de ortogonalidade entre os efeitos fixos e as variáveis independentes. Observando o teste de Hausman para o modelo que inclui todas as variáveis explicativas verifica-se o seguinte resultado: a estatística para amostra tem um *p-valor* de 0,7009, indicando a não rejeição da hipótese nula. Portanto, o estimador indicado é efeitos aleatórios.

Para a detecção da multicolinearidade foi utilizado o Fator Inflação de Variância (FIV). O valor médio do FIV foi 1,25 o que não demonstrou um problema sério. Autores como Hair et al. (1995) propuseram um FIV menor que 10 para não considerar grave a presença de multicolinearidade.

Como exposto na seção anterior, apesar da ortogonalidade denotada entre o efeito específico e as variáveis explicativas, a presença de “ c_i ” no erro de composição irá torná-lo auto-correlacionado dentro de cada unidade de

observação, sendo, portanto, necessário usar uma transformação que emprega Mínimos Quadrados Generalizados (MQG ou GLS) que elimine essa correlação serial nos erros (ou heterocedasticidade).

Assim, na Tabela 2, na qual se explicitam as estimações para painel estático no caso de efeitos aleatórios – random effects (RE) – e MQG/GLS. Nas três primeiras colunas, encontra-se o modelo sem a variável independente *pacs*, representado pela estimação por efeito fixo (a) e por efeito aleatório (b) e MQG (c). Vale mencionar que também foram explicitadas as estimativas de Efeitos Fixos (EF), apesar de não terem sido consideradas na análise dos resultados¹⁴.

A coluna (b) mostra que os coeficientes de urbanização e de médicos por mil habitantes são negativos e estatisticamente significativos a 10%; 1% respectivamente, e apontam para uma redução na taxa de mortalidade infantil, enquanto a taxa de distorção de idade do sexo feminino do ensino fundamental apresenta um coeficiente positivo e significativo indicando que quanto pior o grau de instrução das mães maior tende a ser a taxa de mortalidade infantil. Em relação às demais variáveis como *psf*, *dsapc*, *pibpc* foram estatisticamente insignificantes.

Na coluna (c) o coeficiente para taxa de distorção de idade no ensino fundamental do sexo feminino (*txdif*) apresentou sinal positivo e estatisticamente significativo a nível de 0,001%. Assim, quanto maior for o grau de distorção de escolaridade de mulheres, mais alta será taxa de mortalidade infantil dos menores de um ano. Nesta mesma coluna, tem-se o sinal negativo para o coeficiente do *pibpc* a nível de significância de 1%, apontando uma redução na *tmi* para cada aumento de renda per capita da região. Já a urbanização (*urb*) apresentou coeficiente negativo e significativo a nível de 0,1%, impactando assim na diminuição da *tmi*. Já as outras variáveis como a *dsapc* e *psf* foram consideradas insignificantes.

Na Tabela 2, na quarta, na quinta e na sexta coluna, foi adicionado o *pacs* e excluído o *psf*. Assim, na coluna (e), a estimação por efeito aleatório mostrou que o coeficiente de médicos por mil habitante é negativo e estatisticamente significativo a 1%, e indicou resultado positivo para a taxa de distorção de idade do sexo feminino do ensino fundamental ao nível de significância de 5%, o restante das variáveis foram insignificantes. Na coluna (f), na estimação por MQG ou GLS, demonstrou os seguintes coeficientes com sinais negativos e estatisticamente significativos, tais como: *pibpc* (1%), *urb* (0,1%), e *cmpmb* (1%), exceto a *txdif* que foi positiva e significativo a nível de 0,1%.

Nas últimas três colunas da Tabela 2, foram inseridas todas as variáveis para análise. Na coluna (h), a estimação por efeito aleatório demonstrou que o *cmpmh* obteve o sinal negativo e considerado estatisticamente significativo (1%), e a *txdif* apresentou resultado positivo ao nível de significância de 5%.

Na coluna (i) por MQG ou GLS o sinal negativo do coeficiente do *pibpc* foi considerado estatisticamente significativo ao nível de 1%; os coeficientes de *urb* e *cmpmb* apresentaram sinal negativo com nível de significância de 0,1% e 1% respectivamente. Quanto a *txdif* o sinal esperado do coeficiente foi positiva e estatisticamente significativa em 0,1%.

Ao comparar os três modelos, em especial, ao observar a estimação por MQG ou GLS, em virtude dos resultados dos estimadores serem mais eficientes e consistentes, observou-se que os coeficientes de *pibpc*, *urb*, *cmpmb* apresentaram resultados negativos ao nível de significância (0,1%), ou seja, tais variáveis contribuíram para redução da *tmi*, e o coeficiente positivo da *txdif* foi estatisticamente significativo a 0,1%. Isso comprova que quanto pior for o grau de escolaridade das mulheres, maior será a taxa de mortalidade infantil dos menores de um ano de idade. Se o governo adotasse políticas para melhorar a educação, a *tmi* poderia reduzir, pois as mulheres estariam mais conscientes em relação aos cuidados necessários (como pré-natal e outros).

As outras variáveis como *dsapc*, *psf*, *pacs* foram consideradas insignificantes. Todavia, há de se ressaltar que as estimativas obtidas por meio do painel estático não levam em consideração a endogeneidade existente na estimação de uma função de produção, tornando os resultados obtidos viesados e inconsistentes, não sendo, portanto, apropriados para inferência econométrica, o que desautoriza indicação de política pública, a partir de tais resultados.

Na próxima seção, apresentam-se os resultados obtidos por meio do método GMM, que corrige os problemas decorrentes da endogeneidade nas variáveis explicativas.

¹⁴ As estimativas de Efeitos Fixos (EF) foram apresentadas apenas para comparação dos resultados econométricos.

TABELA 2 - ESTIMAÇÕES PARA PAINEL ESTÁTICO

	EF	ER	GLS	EF	ER	GLS	EF	ER	GLS
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)
<i>psf</i>	0.01 (0.895)	-0.01 (0.621)	-0.02 (0.283)				0.03 (0.846)	-0.03 (0.462)	-0.03 (0.271)
<i>pitpc</i>	-0.00 (0.471)	-0.00 (0.128)	-0.00** (0.006)	-0.00 (0.494)	-0.00 (0.135)	-0.00** (0.010)	-0.00 (0.526)	-0.00 (0.129)	-0.00** (0.007)
<i>dsapc</i>	-0.03 (0.204)	-0.00 (0.844)	0.00 (0.860)	-0.03 (0.206)	-0.00 (0.721)	-0.00 (0.838)	-0.03 (0.190)	-0.00 (0.842)	0.00 (0.879)
<i>urb</i>	0.10 (0.466)	-0.05 + (0.095)	-0.06*** (0.000)	0.09 (0.474)	-0.05 (0.115)	-0.06*** (0.000)	0.09 (0.475)	-0.05 (0.111)	-0.06*** (0.000)
<i>txdif</i>	0.04 (0.569)	0.11* (0.031)	0.12*** (0.000)	0.04 (0.562)	0.10* (0.037)	0.12*** (0.000)	0.04 (0.568)	0.11* (0.034)	0.12*** (0.000)
<i>cnpmmb</i>	-0.59* (0.021)	-0.55** (0.004)	-0.48** (0.002)	-0.62** (0.005)	-0.54** (0.003)	-0.47** (0.003)	-0.59* (0.024)	-0.57** (0.003)	-0.51** (0.001)
<i>pacs</i>				-0.02 (0.755)	0.01 (0.623)	-0.01 (0.556)	-0.04 (0.753)	0.04 (0.327)	0.01 (0.619)
<i>cons</i>	24.02 (0.101)	23.87*** (0.000)	21.38*** (0.000)	27.15** (0.009)	21.69*** (0.000)	21.41*** (0.000)	26.66* (0.014)	21.19*** (0.000)	21.03*** (0.000)
<i>No.Obs</i>	360	360	360	361	361	361	360	360	360
<i>No.Munic</i>	102	102	102	102	102	102	102	102	102
<i>F</i>	2.74			2.84			2.57		
<i>Teste de Hausman</i>		0,5980		0,6748				0,7009	

p-valor entre parênteses. + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$
Fonte: Autora, 2012.

4.2 PAINEL DE DADOS DINÂMICO

Vale ressaltar um problema evidente que deve ser levado em consideração nesta estimação, principalmente quando se estima uma função de produção, que é a endogeneidade nas variáveis explicativas, levando em consideração não somente a causalidade reversa, mas também outros problemas como a omissão de variáveis importantes e/ou erros de medida. Desta forma, uma ferramenta poderosa neste caso são os modelos dinâmicos para dados em painel baseados no modelo de “*Generalized Method of Moments (GMM)*” conforme sugerido por Arellano-Bond (1991).

Segundo Roodman (2006, 2007), na hipótese de endogeneidade, o Sistema de Métodos de Momentos Generalizados (SGMM) – painel de dados dinâmico – é o mais preferido quando comparado com as estimativas Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) obtidas via painel estático. Diante disso, aplicar-se-á neste estudo o SGMM, pelo fato de ser o mais indicado para controlar o viés nos 102 municípios alagoanos para um período de quatro anos (2005-2008), isto é, onde número de observações é maior que o período ($N > T$). Ainda segundo mesmo autor, o mencionado método é mais adequado para um painel desbalanceado, de forma a gerar estimativas mais eficientes e precisas em relação ao painel dinâmico de diferenças (DGMM).

Assim, quanto aos estimadores dinâmicos, faz-se necessário analisar o teste de Sargan de restrições sobre-identificadas como instrumento de avaliação da especificação do modelo, validando ou não as variáveis instrumentais empregadas.

Contudo, ao se ter obtido a rejeição dos instrumentos empregados tanto para o estimador DGMM de Arellano e Bond como para o SGMM de Blundell e Bond em primeiro estágio, foram utilizados os estimadores de segundo estágio que identificaram a possibilidade de viés no processo de estimação, apontando a necessidade de se estimar os modelos com o emprego de um estimador robusto para correção de viés.

No que tange à rejeição dos instrumentos pelo teste de Sargan, Arellano e Bond (1991) consideram que isso poderia acontecer em função da presença de heterocedasticidade, enfatizando dessa maneira a necessidade de estimação do modelo com a utilização do estimador robusto para correção de viés. Sendo assim, utilizou-se do estimador proposto por Windmeijer (2005) para obtenção de estimativas robustas.

Entretanto, ao se utilizar do estimador de segundo estágio, não foi possível adotar o teste de Sargan de restrições sobre-identificadas, reincidindo sobremaneira na qualidade da especificação sobre o teste de Hansen (1982), que avalia a condição da validade dos instrumentos utilizados, a probabilidade dos instrumentos serem ortogonais de 41,5%, 16,2% e 25,5%, respectivamente aos três modelos estimados.

Por conseguinte, na tabela 3 consta a estimação pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM), utilizado para corrigir possíveis problemas de endogeneidade entre as variáveis explicativas.

No modelo (1), a estimação ocorreu sem a variável pacs, mas os resultados dos coeficientes referentes à taxa de distorção de idade de ensino fundamental do sexo feminino (*txdif*), coeficiente médico por mil habitante (*cmpmh*), e inclusive a variável defasada (*L.tmi*) estão condizente com o esperado ao nível de significância de 1%, 10%, e 1% respectivamente.

No modelo (2), identificou-se que o coeficiente de *txdif* foi considerado estatisticamente significativo a nível de 10% e o coeficiente da variável defasada apresentou resultado negativo com significância de 1%, enquanto as demais variáveis foram registradas como insignificantes. Vale ressaltar que esta estimação não incluiu a variável *psf* no modelo.

No modelo (3), o coeficiente do *psf* mostrou sinal negativo e significativo em nível de 5,1%, informando que o PSF tem contribuído para redução da taxa de mortalidade infantil de menores de um ano. Os resultados dos coeficientes para *pihpc* e *cmpmh* apresentaram resultado esperado ao nível significância de 5%, o coeficiente positivo da *txdif* foi considerado significativo a 1%, e o coeficiente da variável defasada é negativo ao nível de significância de 1%. As demais variáveis (*dsapc*, *urb* e *pacs*) foram julgados estatisticamente insignificantes.

Assim, de acordo com os resultados das estimações, considerando o modelo mais completo – incluindo todas as variáveis – e corrigindo para problemas de endogeneidade, infere-se que o programa saúde da família conseguiu reduzir a taxa mortalidade infantil dos menores de um ano no período analisado. Além disso, vale salientar que há outros fatores como as elevações do produto interno bruto por habitante, do número de médicos por habitante e da escolaridade materna, que contribuem para a diminuição da taxa de mortalidade infantil.

Tabela 3 - Estimações para Painel Dinâmico

	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
	GMM	GMM	GMM
<i>L.tmi</i>	-0.31** (0.004)	-0.36** (0.002)	-0.33** (0.004)
<i>psf</i>	-0.12 (0.154)		-0.17+ (0.051)
<i>pibpc</i>	-0.00 (0.460)	-0.00 (0.177)	-0.00* (0.031)
<i>dsapc</i>	0.03 (0.267)	0.01 (0.756)	0.03 (0.252)
<i>urb</i>	-0.08 (0.245)	0.08 (0.304)	0.03 (0.730)
<i>txdif</i>	0.20** (0.003)	0.16* (0.026)	0.18** (0.008)
<i>cmpmb</i>	-0.55+ (0.056)	-0.52 (0.124)	-0.58* (0.030)
<i>pacs</i>		0.07 (0.469)	0.24 (0.141)
<i>cons</i>	26.65* (0.035)	11.84 (0.382)	7.30 (0.594)
<i>No.Obs</i>	233	234	233
<i>No.Munic.</i>	102	102	102
<i>Prob > F</i>	3.13	2.86	3.73
<i>Teste de Hansen</i>	0,415	0,162	0,255

p-valor entre parêntese. + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Fonte: Autora, 2012.

CONCLUSÃO

Em linhas gerais, o Estado de Alagoas apresenta o mais alto índice de mortalidade infantil nos últimos anos. Ainda que tenha melhorado a tmi de 1998 a 2008, o Estado continuou registrando o pior indicador do Brasil. Segundo o IBGE, em 2008, Alagoas mostrou que a cada mil bebês que nasceram vivos, 48,2% não resistiram e acabaram morrendo. Este fato é decorrente da fragilidade dos recém-nascidos.

Assim, uma das medidas para estimular a redução da taxa de mortalidade infantil (tmi) foi a implantação do Programa Saúde da Família (PSF) que se iniciou em 1998. Diante disso, este estudo busca avaliar se o PSF vem cumprindo com o seu papel de diminuir a tmi dos menores de um ano, para tanto, foram selecionadas variáveis como Programa de Agentes Comunitários da Saúde (pacs), em especial o Programa Saúde da Família (psf), Despesa com Saúde per capita (dsapc), Urbanização (urb), Produto Interno Bruto *per capita* (pibpc), Coeficientes de Médicos por mil habitantes (cmpmh) e Taxa de Distorção de Idade do sexo feminino (txdif) no período de 2005 a 2008. Vale mencionar que não se fez possível a análise do PSF no ano de sua implantação, 1998, devido à falta de informações em relação aos municípios alagoanos.

Ao analisar os dados e as estimativas econométricas por meio do Método Generalizados dos Momentos, que supera possíveis problemas de endogeneidade que naturalmente surgem em estimativas de função de produção, constatou-se que as ações do Programa Saúde da Família (PSF) levaram a uma redução da taxa de mortalidade infantil dos menores de 1 ano. Além do PSF, outros três fatores se mostraram importantes para a redução da mortalidade infantil: elevação do produto interno bruto por habitante, aumento do número de médicos por habitante e acréscimo da escolaridade materna.

Com relação aos resultados alcançados, deve-se ter em mente as limitações da análise de regressão no que diz respeito a inferência do impacto do programa saúde da família sobre a taxa de mortalidade infantil. Talvez a aplicação de outras variáveis no modelo pudesse acarretar uma melhor contribuição das ações do PSF sobre a redução na mortalidade infantil. Nesse aspecto, o estudo pode ser reaproveitado de forma a obter um conhecimento mais detalhado acerca dos meios pelos quais o PSF afeta a saúde infantil, como a redução na incidência e/ou na taxa de mortalidade de recém-nascidos de baixo peso ou o aumento da utilização de serviços pré-natais, ou mesmo uma combinação desses e de outros aspectos.

ABSTRACT: The objective of this study is to evaluate the impact of the Family Health Program (PSF) on the infant mortality rate (IMR) in the municipalities in Alagoas period 2005-2008, ie as to when the PSF has fulfilled its role to reduce infant mortality rate of less than 1 year. From the panel data (static and dynamic) of the municipalities Alagoas, we estimate the effect of PSF on infant mortality rates through the fixed effect models, Generalized Least Squares (GLS) and Generalized Method of Moments (GMM). The result is what one might note that the family health program, and another doctor to factor as the coefficient per thousand decrease the infant mortality rate (IMR) in the period.

Keywords: Family Health Program; Infant mortality; Econometric model.

REFERÊNCIAS

ALAGOAS. Secretaria de Estado do Planejamento e do Desenvolvimento Econômico:SEPLAN,2010.

ARELLANO; MANUEL; BOND; STEPHEN. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". **Review of Economic Studies**, [S.l]; v. 58, p.277-297, 1991.

- ARELLANO, MANUEL e BOVER, OLIVER. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models". **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 68, p. 29-52, 1995.
- BLUNDELL; RICHARD; BOND, STEPHEN. Initial conditional and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v.87, n.1, p.115-143, 1998.
- BLUNDELL, RICHARD e BOND, STEPHEN. GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. **Econometric Reviews**, [S.l.], v. 19, n.3, p. 321-340, 2000.
- BRASIL. 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, 1997. Disponível em < http://bvsmis.saude.gov.br/bvs/publicacoes/cd09_16.pdf>. Acesso em 15.Fev. 2011.
- BRASIL. Ministério da Saúde. A Implantação da Unidade de Saúde da Família. **Caderno de Atenção Básica**. Brasília: MS, 9-44, 2000.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Programa de Combate às Carências Nutricionais – PCCN/Ministério da Saúde. Brasília (DF). Ministério da Saúde, 2001. Disponível em < http://bvsmis.saude.gov.br/bvs/publicacoes/cd10_13.pdf >. Acesso em 30.abr.2011.
- BRASIL – IBGE. Departamento da População e Indicadores Sociais, - Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil, v2, Rio de Janeiro, 1999.
- CONILL, E. M. Ensaio histórico-conceitual sobre a Atenção Primária à Saúde: desafios para a organização de serviços básicos e da Estratégia Saúde da Família em centros urbanos no Brasil. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24 Sup 1:S7-S27, 2008.
- EFENDIC, Adnan. et.al. Institutions and economic performance: System GMM modelling of institutional effects in transition. [S.l.], 2011. Disponível em: <http://www.riinvestinstitute.org/pdf/Efendic_et_al.pdf>]. Acesso em: 10.set.2011.
- GREENE, W. H. Introduction to Econometric Analysis. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2000.
- LENTSCK, M.H. et al. Avaliação do Programa Saúde da Família: uma revisão. **Ciência & Saúde Coletiva**, v.15, supl. 3, Rio de Janeiro Nov. 2010. Disponível em: < http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1413-81232010000900020&script=sci_arttext>. Acesso em: 21.mar.2011.
- MENEZES-FILHO, N.A. Microeconometria. In: LISBOA, M., MENEZES-FILHO, N.A. (orgs.). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, p.431-465, 2001.
- ROCHA, R.C.B. e Soares, R.R.S. Impacto de Programas de Saúde a Nível Familiar e Comunitário: Evidências do Programa Saúde da Família. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia,2008, Rio de Janeiro-RJ. Anais eletrônicos ... Rio de Janeiro-RJ: ANPEC,2008. Disponível em < <http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807211610510.pdf>>. Acesso em 15.abr.2011.

ROODMAN, D. How To Do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata, Center for Global Development Working Paper No. 103, 2006. Disponível em < <http://www.cgdev.org/publication/how-do-xtabond2-introduction-difference-and-system-gmm-stata-working-paper-103>>. Acesso em 16.abr.2011.

ROODMAN, D. A Short Note on the Theme of Too Many Instruments, Center for Global Development Working Paper No. 125, 2007. Disponível em < http://www.cgdev.org/files/14256_file_Instruments.pdf>. Acesso em 16.abr.2011.

SERRA, R. A. Uma Avaliação Empírica do Impacto do Programa Saúde da Família sobre a saúde infantil no Estado de São Paulo. [S.l], 2003. Disponível em: <[http://bases.bireme.br/cgi-bin/wxislind.exe/iah/online/?IscScript=iah.iah.iah&src=google&base=LILACS&lang=p&nextAction=lnk&exprSearch=424804&indexSearch=ID](http://bases.bireme.br/cgi-bin/wxislind.exe/iah/online/?IscScript=iah.iah&src=google&base=LILACS&lang=p&nextAction=lnk&exprSearch=424804&indexSearch=ID)>. Acesso em: 25. Fev. 2011.

SOUSA, T.R.V. & FILHO, P.A.M.L. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. **Rev Saúde Pública**, São Paulo, v.42, n. 5, Oct. 2008 Epub Aug 28, 2008. Disponível em < http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-89102008000500003&script=sci_arttext>. Acesso em: 06.mar.2011.

TEIXEIRA, K. H. (2010). Os Instrumentos de Políticas Públicas Estaduais Importam na Dinâmica do Crescimento Econômico e Concentração Industrial? Evidências para o Brasil. (Doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco. Recife - PE, 2010.