

Thiago Caliarí Silva

**Gastos Municipais com Saúde: Estrutura e  
Impacto dos Medicamentos “Genéricos”**

Belo Horizonte, MG  
UFMG/Cedeplar  
2009

Thiago Caliarí Silva

## **Gastos Municipais com Saúde: Estrutura e Impacto dos Medicamentos “Genéricos”**

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Machado Ruiz

Co-orientador: Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG  
2009

## Folha de Aprovação

*A Deus, pela vitória alcançada.*

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço inicialmente a Deus, pelas possibilidades a mim dadas durante toda a vida. Obrigado, Senhor, sem Tu eu nada seria.

A meus pais, pela educação básica fornecida e pelo amor demonstrado a cada dia.

À minha noiva e futura esposa, por estar ao meu lado em mais essa fase vencida.

Ao Prof. Ricardo Ruiz, pela paciência e dedicação durante todo o período de orientação. Espero que possamos continuar com a parceria durante ainda todo o período do doutoramento.

À Prof. Aninha, pela co-orientação e presteza em ajudar sempre que possível. Sua participação foi muito importante durante todo o mestrado.

A todos os demais professores do CEDEPLAR, pelo auxílio na formação acadêmica. Ainda tenho muito a aprender com vocês, e com certeza será assim no Doutorado.

A todos os amigos que estiveram ao meu lado nessa conquista. Com certeza vocês têm uma participação especial em mais esse momento de vitória.

## **LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS DO ARTIGO 1**

CF-88 – Constituição Federal de 1988

CIB – Comissão Intergestora Bipartite

CIT – Comissão Intergestora Tripartite

CNS – Conselho Nacional de Saúde

CONASEMS – Conselho Nacional de Secretários Municipais de Saúde

CONASS – Conselho Nacional de Secretários de Saúde

DATASUS – Banco de Dados do Sistema Único de Saúde

DEM – Partido Democrata

EC-29 – Emenda Constitucional 29

INPC – Índice Nacional de Preços ao Consumidor

IPA-M – Índice de Preços por Atacado – Mercado

IPC-M – Índice de Preços ao Consumidor – Mercado

IPEADATA – Banco de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

MS – Ministério da Saúde

NOAS-SUS 01/2001 – Norma Operacional da Assistência à Saúde

NOB – Norma Operacional Básica

PAB – Programa de Atenção Básica

PIB – Produto Interno Bruto

PMDB – Partido do Movimento Democrático Brasileiro

PP – Partido Progressista

PR – Partido da República

PSDB – Partido da Social Democracia Brasileira

PSF – Programa de Saúde da Família

PT – Partido dos Trabalhadores

SIOPS – Sistema de Informação sobre Orçamentos Públicos em Saúde

SUS – Sistema Único de Saúde

TSE – Tribunal Superior Eleitoral

**LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS DO ARTIGO 2**

ADF – Dickey Fuller Aumentado

ANVISA – Agência Nacional de Vigilância Sanitária

CEME – Central de Medicamentos

CF-88 – Constituição Federal de 1988

CIB – Comissão Intergestora Bipartite

CIT – Comissão Intergestora Tripartite

CMDE – Componente de Medicamentos de Dispensação Excepcional

CMED – Câmara de Regulação do Mercado de Medicamentos

CPI – Comissão Parlamentar de Inquérito

DATASUS – Banco de Dados do Sistema Único de Saúde

DCB – Denominação Comum Brasileira

DCI – Denominação Comum Internacional

DST – Doenças Sexualmente Transmissíveis

EC-29 – Emenda Constitucional 29

EUA – Estados Unidos da América

G-8 – Grupo dos oito países mais ricos do Mundo

IGP-M – Índice Geral de Preços – Mercado

INPC – Índice Nacional de Preços ao Consumidor

INPC Saúde – Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Saúde e Cuidados Pessoais

IPA-M – Índice de Preços por Atacado – Mercado

IPA-OG Farmacêuticos – Índice de Preços por Atacado dos produtos Farmacêuticos

IPC-M – Índice de Preços ao Consumidor – Mercado

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

IPEADATA – Banco de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MQ2E – Mínimos Quadrados de dois Estágios

MQG – Mínimos Quadrados Generalizados



MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

MS – Ministério da Saúde

OTC – Medicamentos *over the counter*

P&D – Pesquisa e Desenvolvimento

PhRMA - Pharmaceutical Research and Manufacturers of America

PIB – Produto Interno Bruto

PINTEC – Pesquisa Industrial de Inovação Tecnológica

PNM – Política Nacional de Medicamentos

PSF – Programa de Saúde da Família

SIOPS – Sistema de Informação sobre Orçamentos Públicos em Saúde

SPS/MS – Secretaria de Políticas da Saúde do Ministério da Saúde

SUS – Sistema Único de Saúde

WHO – World Health Organization

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO .....	1
2 LONGE DOS PARTIDOS E PERTO DA FEDERAÇÃO: UMA AVALIAÇÃO DOS GASTOS MUNICIPAIS NA SAÚDE PÚBLICA .....	3
2.1. Introdução .....	3
2.2. O Município como Alocador de Recursos na Saúde .....	4
2.3. Possíveis Determinantes dos Gastos Municipais em Saúde.....	10
2.4. Metodologia.....	11
2.4.1. Decomposição de Diferenciais .....	11
2.4.2. Regressões Quantílicas .....	14
2.4.3. O teste “C” para exogeneidade das variáveis.....	16
2.4.4. Apresentação dos dados.....	17
2.5. Discussão dos Resultados .....	22
2.5.1. Decomposição de Diferenciais .....	22
2.5.2. Regressões quantílicas.....	31
2.6. Conclusões .....	36
2.7. Bibliografia.....	40
2.8. Anexos .....	42
3 A INFLUÊNCIA DOS MEDICAMENTOS “GENÉRICOS” NOS GASTOS MUNICIPAIS COM MEDICAMENTOS .....	49
3.1. Introdução .....	49
3.2. O Mercado e a Indústria Farmacêutica .....	51
3.2.1. Os Medicamentos Genéricos .....	53
3.2.2. A formação de preços na indústria .....	57
3.3. Amparo Legal e a Participação do SUS no Mercado de Medicamentos.....	61
3.3.1. A Compra de Medicamentos no SUS .....	64

3.4. Metodologia para a análise dos gastos municipais .....	67
3.4.1. Modelos MQO Empilhados.....	68
3.4.2. Modelos de Efeitos Fixos.....	69
3.4.3. Modelos de Efeitos Aleatórios.....	71
3.4.4. A escolha de modelos de dados em painel – o teste de Hausman .....	72
3.4.5. Os Modelos de Variáveis Instrumentais para Dados em Painel.....	73
3.4.6 O Teste “C” para Exogeneidade .....	75
3.4.7. Apresentação dos Dados .....	76
3.5. Discussões e Resultados .....	79
3.5.1. Provável Exaustão do Modelo “Genéricos” .....	92
3.6. Conclusões .....	93
3.7. Bibliografia.....	97
3.8. Anexos .....	100

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES DO ARTIGO 1

TABELA 1: PRINCIPAIS INSTÂNCIAS DECISÓRIAS DA NOB 93 .....	6
TABELA 2: PORCENTAGEM DAS TRANSFERÊNCIAS DO SUS SOBRE O RECURSO TOTAL APLICADO EM SAÚDE PELOS MUNICÍPIOS.....	9
TABELA 3: VARIÁVEIS UTILIZADAS NOS MÉTODOS DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS E REGRESSÃO QUANTÍLICA .....	18
TABELA 4: MÉDIAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OS PARTIDOS ANALISADOS NA OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS.....	23
TABELA 5: TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS – REFERÊNCIA PT .....	25
TABELA 6: TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS – REFERÊNCIA DEM.....	27
TABELA 7: COMPARAÇÃO PAR A PAR ENTRE TODOS OS PARTIDOS DO COMPONENTE NÃO EXPLICADO DA TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS.....	28
TABELA 8: MÉDIAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OS PARTIDOS ANALISADOS NA OPÇÃO 2 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS.....	29
TABELA 9: TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OPÇÃO 2 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS – REFERÊNCIA PARTIDOS DE DIREITA .....	30
TABELA 10: REGRESSÃO QUANTÍLICA PARA A OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS PARA OS ANOS DE 2002 E 2006 – QUANTIL 0.10, 0.50 E 0.90. ....	32
TABELA A.1: TESTE “C” PARA EXOGENIDADE DAS VARIÁVEIS DO SETOR SAÚDE E RECURSOS PRÓPRIOS APLICADOS EM SAÚDE (RECPROP).....	42
TABELA A.2: REGRESSÃO MQO PARA A OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS - ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS (2002).....	42

TABELA A.3: REGRESSÃO MQO PARA A OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS - ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS (2006).....	43
TABELA A.4: TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS – REFERÊNCIA PMDB .....	43
TABELA A.5: TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS – REFERÊNCIA PSDB.....	44
TABELA A.6: TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS – REFERÊNCIA PP .....	44
TABELA A.7: TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OPÇÃO 1 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS – REFERÊNCIA PR.....	45
TABELA A.8: REGRESSÃO MQO PARA A OPÇÃO 2 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS - ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS (2002).....	45
TABELA A.9: REGRESSÃO MQO PARA A OPÇÃO 2 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS - ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS (2006).....	46
TABELA A.10: TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OPÇÃO 2 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS – REFERÊNCIA PARTIDOS DE ESQUERDA.....	46
TABELA A.11: TÉCNICA DE DECOMPOSIÇÃO DE DIFERENCIAIS PARA OPÇÃO 2 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS – REFERÊNCIA PARTIDOS DE CENTRO .....	47
TABELA A.12: ESTATÍSTICA “T” PARA AS VARIÁVEIS DA REGRESSÃO QUANTÍLICA (COMPARAÇÃO DE COEFICIENTES DOS ANOS DE 2006 E 2002).....	47
TABELA A.13: REGRESSÃO QUANTÍLICA PARA A OPÇÃO 2 DE VARIÁVEIS POLÍTICAS PARA OS ANOS DE 2002 E 2006 – QUANTIL 0.10, 0.50 E 0.90.....	48

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES DO ARTIGO 2

TABELA 1: PRINCIPAIS MERCADOS DA INDÚSTRIA FARMACÊUTICA MUNDIAL (2004 E 2005) .....	52
TABELA 2: MAIORES EMPRESAS FARMACÊUTICAS, PAÍSES SEDE E FATURAMENTO (2006) .....	53
TABELA 3: PARTICIPAÇÃO NO MERCADO NACIONAL DAS EMPRESAS FARMACÊUTICAS (1998 E 2005) .....	56
FIGURA 1: PARTICIPAÇÃO DOS MEDICAMENTOS GENÉRICOS NO MERCADO NACIONAL (2002-2007) .....	56
FIGURA 2: EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES DE INFLAÇÃO NO PERÍODO DE JANEIRO DE 2000 A DEZEMBRO DE 2007 (BASE 100 PARA JANEIRO DE 2000).....	58
FIGURA 3: EVOLUÇÃO DO INPC SAÚDE, IPA-OG FARMACÊUTICOS E MÉDIA MÓVEL DE 6 MESES PARA O IPA-OG FARMACÊUTICOS NO PERÍODO DE JANEIRO DE 2000 A DEZEMBRO DE 2007 (BASE 100 PARA JANEIRO DE 2000).....	59
TABELA 4: REGRESSÃO DE SÉRIE TEMPORAL PARA INPC SAÚDE EM PRIMEIRA DIFERENÇA COM VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DEFASADAS.....	60
TABELA 5: GASTOS TOTAIS E GASTOS PÚBLICOS COM SAÚDE NOS PRINCIPAIS PAÍSES EMERGENTES E NOS PAÍSES PERTENCENTES AO G-8 (% DO PIB, 2000/2004).....	63
TABELA 6: VARIÁVEIS UTILIZADAS NOS MODELOS DE REGRESSÃO DE DADOS EM PAINEL PARA A VARIÁVEL DEPENDENTE GASTOS MUNICIPAIS COM MEDICAMENTOS.....	76
FIGURA 4: PORCENTAGEM DOS GASTOS MUNICIPAIS NA SAÚDE POR RUBRICA DE GASTOS (2000 A 2005).....	80
TABELA 7: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS PERTENCENTES AO MODELO DE REGRESSÃO DE DADOS EM PAINEL .....	82

TABELA 8: REGRESSÕES DE DADOS EM PAINEL COM VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS PARA A VARIÁVEL DEPENDENTE GASTOS REAIS COM MEDICAMENTOS PER CAPITA (2000-2005) .....	85
TABELA 9: CORRELAÇÕES ENTRE INPC-MEDICAMENTOS E MARKET SHARE DOS GENÉRICOS (UNIDADE E VALOR) NOS ANOS DE 2002 A 2005 .....	92
TABELA A.1: DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS DO MODELO DE SÉRIE DE TEMPORAIS COM VARIÁVEIS DEFASADAS PARA EXPLICAÇÃO DO ÍNDICE NACIONAL DE PREÇOS AO CONSUMIDOR DOS MEDICAMENTOS (INPC-MEDICAMENTOS).....	100
TABELA A.2: TESTE ADF DE RAIZ UNITÁRIA DAS SÉRIES DE TEMPORAIS DO MODELO QUE EXPLICA O ÍNDICE NACIONAL DE PREÇOS AO CONSUMIDOR DOS MEDICAMENTOS (INPC-MEDICAMENTOS).....	100
TABELA A.3: TESTE “C” PARA EXOGENEIDADE DAS VARIÁVEIS DO SETOR SAÚDE NOS MODELOS DE REGRESSÃO DE DADOS EM PAINEL ...	101

## RESUMO

Com a promulgação da Constituição Federal de 1988 o governo federal delegou maiores poderes de ação a Estados e municípios no que tange às políticas públicas de saúde. Nesse contexto, o objetivo da dissertação é estudar a estrutura dos gastos com saúde dos municípios e o impacto que a política pública dos medicamentos “genéricos” teve nos gastos desses mesmos municípios.

O trabalho é dividido em dois artigos. No primeiro, o objetivo é estudar a intervenção municipal nas políticas de saúde observando principalmente as pressões políticas – de direcionamento partidário – e pressões institucionais – via governo federal. Através das técnicas de decomposição de diferenciais e de regressão quantílica selecionamos alguns determinantes desses gastos nos anos de 2002 e 2006. Como resultados principais, encontramos pouca relevância partidária e, antes disso, o que parece ter se tornado mais importante nesse direcionamento é a pressão institucional via Emenda Constitucional 29, que determinou piso de gastos com recursos próprios por parte das prefeituras.

No segundo artigo, estudamos o impacto da “lei dos genéricos” nesses mesmos gastos municipais, na rubrica medicamentos, para o período 2000 a 2005. Inicialmente mostramos que tais produtos possuem correlação negativa – e estatisticamente significativa – com o nível de preços do setor de fármacos. Após essa constatação, com um modelo de dados de painel, encontramos tendência de crescimento nos gastos reais dos municípios na rubrica medicamentos até 2004 e uma queda para 2005. Ainda, a influência da participação dos genéricos no índice de preços no mesmo período também decresce, o que corrobora os resultados encontrados. Essa queda pode sinalizar certa exaustão da estratégia de barateamento via genéricos no que tange ao seu efeito preço. Conclui-se, portanto, que os genéricos provocaram barateamento no curto prazo, mas para a manutenção de queda nos preços e melhoria do assistencialismo farmacêutico o governo deve apostar em novas políticas públicas.

---

**Palavras-chave:** saúde pública, governo municipal, política, medicamentos genéricos



## ABSTRACT

With the promulgation of the Federal Constitution of 1988, the federal government delegated greater powers to the states and cities in actions that regard to public health policies. In this context, the goal of the dissertation is to study the structure of spending on health of cities and the impact that the public policy of generic drugs had in the spent those cities.

The work is divided into two articles. At first, the goal is to study the municipal intervention on health policies especially noting the political pressure - from directing partisan - and institutional pressures - from federal government. Through the techniques of decomposition of differential and quantile regressions selected some determinants of municipal spending in the years 2002 and 2006. As key results, we find little relevance in the partisan direction and, before that, which seems to have become more important in that direction is the institutional pressure via Constitutional Amendment 29, which determined floor of their own resources spent by the cities.

In the second article, we studied the impact of the "law of generics" in these municipal spending in line medicines for the period 2000 to 2005. Initially show that these products have a negative correlation - and significant - with the price level of the sector of drugs. After that finding, with a model of panel data, we found trend of growth in real spending of cities in line drugs by 2004 and a decrease for 2005. Still, the influence of the participation of generics in the price index in the same period also decreased, which confirms the results found. This drop may signal a certain exhaustion of the strategy of inexpensive generic drugs way with regard to its effect price. It follows therefore that the generic drugs resulted in lowering short-term, but for the maintenance of falling prices and improving the welfare pharmacist the government should invest in new public policies.

---

**Keywords:** public health, municipal government, policy, generic drugs

# 1 INTRODUÇÃO

O estudo dos determinantes municipais de gastos com saúde foi pouco explorado ainda nos estudos de finanças e políticas públicas da economia brasileira. Nesse sentido, essa dissertação visa contribuir de alguma forma com futuras elaborações e estudos na referida área. A idéia para esse estudo surgiu principalmente de um estudo realizado para a Secretaria de Acompanhamento Econômico do Ministério da Fazenda (SEAE-MF) em que estudei a evolução das compras públicas de medicamentos dos três entes federativos nacionais – União, Estados e municípios.

A partir disso, buscamos ampliar o escopo do trabalho, trabalhando em duas frentes de pesquisa diferentes mas correlatas. A primeira, que originou o primeiro artigo, realiza uma análise mais ampla do que a que foi feita na SEAE no que tange aos gastos municipais. O intuito foi a análise dos gastos totais com saúde, identificando quais os principais direcionadores responsáveis pela evolução da rubrica nas prefeituras. O ponto principal era ver se os famigerados e inflamados discursos partidários de diferenciação ideológica e de gestão pública valia para o setor saúde.

A idéia aqui era analisar os gastos municipais de todos os municípios brasileiros e identificar diferenças nas médias de gastos municipais que pudessem ser resultado de visões políticas diferentes. Todavia, e além desse direcionamento, acreditávamos que poderia ser delegada uma grande importância ainda à Emenda Constitucional 29 (EC-29), que definiu pisos mínimos aos municípios na aplicação de seus recursos próprios na saúde. Os tratamentos econométricos utilizados e nossas conclusões a partir desses resultados mostraram ser a EC-29 realmente mais importante que as visões partidárias nos gastos das prefeituras.

É verdadeiro também que alguns partidos denominados de esquerda – como o PT – gastavam mais antes da definição máxima do piso da EC-29 em 2002, mas a pressão institucional da União acabou por igualar todos os partidos numa média muito próxima. Afora isso, algumas variáveis denominadas setor saúde inclusas no modelo mostraram-se de grande relevância no estudo e nos revelaram resultados bastante interessantes, que são discutidos no decorrer da análise dos resultados no artigo 1.

A segunda frente de pesquisa, que originou o segundo artigo, trabalha numa linha mais próxima ao trabalho da SEAE, por analisar somente a rubrica medicamentos nos gastos com saúde das prefeituras. A idéia aqui, porém, era não apenas avaliar o crescimento dos gastos, mas identificar alguma mudança que trouxesse melhoria nestes pelo advento da entrada dos medicamentos genéricos no mercado farmacêutico brasileiro. A suposição era a de que por serem os gastos municipais primordialmente de atenção básica eles seriam os mais beneficiados pelos genéricos.

Para comprovar isso, inicialmente estudamos os genéricos e sua correlação com o índice de preços no setor farmacêutico, mostrando que a mesma é negativa. Sendo assim, estava comprovado que a política teve influência de baixa nos preços ao consumidor. O próximo passo foi identificar tendência de crescimento nos gastos municipais que pudessem ser associadas ao crescimento dos genéricos no mercado. Novamente conseguimos uma validação desses resultados. Porém, os resultados dessa política não são duradouros e, pelo contrário, parecem estar cada vez mais diminuindo ao longo do tempo. Em outras palavras, acreditamos que os genéricos estão perdendo força na melhoria do assistencialismo farmacêutico municipal.

O intuito foi, portanto, ajudar a preencher uma lacuna no estudo das prefeituras no que tange à saúde. Pretendemos com isso fornecer subsídios para políticas públicas no setor, para que as mesmas sejam voltadas mais especificamente para os gastos que se mostram mais relevantes na rubrica total. Além disso, demonstrar a eficácia dos genéricos naquilo para o qual ele se propôs – a diminuição de preços e aumento de participação da população – a nosso ver também é importante, apesar de que encontramos fortes indícios de que a política tem perdido eficácia e que, em vista disso, talvez seja importante para o governo investir em políticas de aprimoramento de bases tecnológicas no setor.

## **2 LONGE DOS PARTIDOS E PERTO DA FEDERAÇÃO: UMA AVALIAÇÃO DOS GASTOS MUNICIPAIS NA SAÚDE PÚBLICA**

### **2.1. Introdução**

A Constituição de 1988 estabeleceu, por meio do artigo 198, o Sistema Único de Saúde (SUS), que foi então considerado um passo importante na descentralização das políticas públicas de saúde. Em tese, a partir de então, o governo federal passaria a delegar maiores responsabilidades às demais esferas gestoras do poder público – Estados e municípios. Com o SUS os municípios passariam a influenciar de diversas formas os serviços de saúde, por exemplo, por meio da implementação e gestão dos programas de saúde pública, constituição de uma rede de serviços à atenção básica, regulação da rede hospitalar e mesmo na alocação de recursos financeiros.

Essa autonomia municipal foi, contudo, condicionada pela Emenda Constitucional 29 de 2000 (EC-29), que estabeleceu pisos mínimos para os gastos com saúde nos níveis municipal e estadual. Por consequência dessa emenda, os gastos per capita médios das prefeituras cresceram 91,38% no período 2002-2006. Assim, essa “alocação regulada” pode ter sido uma influência maior na alocação de recursos à saúde municipal do que várias posições partidárias - sempre críticas ao sub-financiamento dos serviços públicos de saúde - ou mesmo de outras especificidades econômicas e políticas municipais que indicariam uma outra alocação ótima.

Na dimensão político-partidária, essa hipótese de uma “alocação regulada” coloca outras questões importantes e complementares. Os partidos teriam alguma influência nas prefeituras por eles administradas, em particular na política de gastos com saúde? Os partidos políticos possuem políticas diferenciadas no que tange a alocação de recursos nessa rubrica? Quais são os determinantes principais no direcionamento dos gastos públicos municipais com saúde?

A partir de um estudo econométrico que comparou os maiores partidos nacionais (PMDB, PT, PSDB, DEM, PR e PP) e suas visões ideológicas (direita, esquerda e centro),

encontramos que o PR tem uma relativa vantagem na evolução dos recursos entre os anos de 2002 e 2006, mas muito disso advém da sub-alocação desse partido no ano inicial da análise, quando então alocava poucos recursos em saúde pública. O PT, por sua vez, foi o que menos aumentou seus gastos. O mesmo resultado vale quando comparamos esses partidos por grupos ideológicos. Os partidos de esquerda continuam sendo os que menos aumentaram gastos no período. Essas constatações advém da situação desses partidos já se enquadrarem na EC-29, o que mostra alguma coordenação partidária favorável aos partidos de esquerda – e ao próprio PT – na destinação de recursos próprios para o ano de 2002. Ao introduzirmos fatores institucionais e variáveis relevantes em um modelo de regressão quantílica, constatamos que a influência partidária realmente se dissipou, e dentre os principais responsáveis por essa mudança está a destinação forçada do governo federal via EC-29.

Em suma, depois da EC-29, parece não existir nenhuma constatação muito forte que permita dizer que as políticas partidárias se apresentem significativas na alocação de recursos à saúde no ano de 2006. Tudo indica que a partir de então o aspecto constitucional é o mais forte determinante na direção dos gastos municipais.

Para chegar a essa conclusão, o trabalho foi dividido em 8 seções, contando esta como a primeira. A seção 2 analisa o perfil dos municípios quanto aos gastos com saúde. A seção 3 discute os possíveis determinantes desses gastos, inclusive os supostos vieses constitucional e político. A seção 4 apresenta as metodologias utilizadas no trabalho, a saber: decomposição de diferenciais e regressão quantílica. Os resultados encontrados são discutidos na seção 5 e concluídos na seção 6. Nas seções 7 e 8 encontram-se, respectivamente, as referências bibliográficas e os anexos.

## **2.2. O Município como Alocador de Recursos na Saúde**

Com a Constituição de 1988 e, mais especificamente, com a criação do SUS em 1990, o centralismo das políticas de saúde existentes no Brasil desde a década de 1930 foi substituído por um sistema com maior interação entre as esferas gestoras do governo, sendo delegados a Estados e Municípios responsabilidades que antes eram exclusivas do Governo Federal (Arretche & Marques, 2002). No caso específico dos municípios, o SUS

delegou a responsabilidade de assumir a gestão dos programas de saúde pública e de atenção básica à saúde, além de regular a rede hospitalar instalada em suas jurisdições.

A descentralização perseguida pelo SUS passou por vários processos, iniciando principalmente com a promulgação da Lei 8.142, em 28 de dezembro de 1990, que dispunha, entre outros, sobre a participação da comunidade na gestão do programa. Como forma de garantir a representatividade de cada esfera, o ambiente de tomada de decisões foi definido através do estabelecimento de novas instâncias de decisões e controle social. Foram, então, introduzidos na arena de discussão das políticas públicas de saúde a representação paritária de segmentos diferenciados da sociedade (representantes do governo, profissionais de saúde, prestadores de serviço e usuários), com o estabelecimento de fóruns e conselhos de âmbitos Federal, Estadual e Municipal (Cornélio, 1999).

Foi com a Lei 8.142 que, no âmbito de interlocução dos municípios, foram criados o Conselho Nacional de Secretários Municipais de Saúde (CONASEMS) e o Conselho Nacional de Secretários de Saúde (CONASS). Nesse contexto, e procurando operacionalizar os preceitos da Lei 8.142 no tocante à transferência de recursos e responsabilidade dos órgãos gestores, é criada a Norma Operacional Básica 91 (NOB-91).

Os municípios e Estados eram habilitados através de estímulos financeiros àqueles que se enquadrassem às exigências estabelecidas. Segundo Cornélio (1999), a adesão à Norma não foi imediata, visto que mesmo os não habilitados poderiam continuar recebendo os recursos das transferências do SUS. Não havia muito incentivo para migrar à NOB-91, e somente após dois anos de vigência chegou-se a um número razoável de municípios habilitados, que se constituíram na base do conceito de gestão que se formou a partir de 1993, ano em que entrou em operacionalização outra norma do SUS, a NOB 93.

Tal norma buscou maior execução da descentralização, estabelecendo para o gerenciamento do processo de descentralização do SUS alguns foros de negociação e decisão estruturados e articulados, conforme a tabela 1.

As comissões tornaram-se as responsáveis pelo gerenciamento do SUS, apreciando, entre outros assuntos, os pactos e programações entre gestores, buscando a integração entre as três esferas de governo. Arretche & Marques (2002) ressaltam que essa organização e as normas por elas administradas ampliaram as funções desempenhadas pelos municípios,

repassando aos mesmos a função de aprimorar e criar condições para o processo de municipalização.

Em 5 de novembro de 1996, pela portaria 2.203 é instituída a NOB 1/96, mantendo as definições dos papéis públicos no direcionamento dos recursos, mas redefinindo os modelos de gestão dos municípios buscando a plena responsabilidade do poder público municipal. O trabalho de descentralização até então vinha surtindo efeito. Segundo dados do Ministério da Saúde (MS) disponíveis no trabalho de Malik (2002), ao final de 1999 97% dos municípios recebiam os recursos do Programa de Atenção Básica (PAB)<sup>1</sup>, percentual que chega a 99% em junho de 2001. Nestas localidades viviam mais de 165 milhões habitantes ou 99% da população brasileira.

**TABELA 1: Principais Instâncias Decisórias da NOB 93**

Níveis de Governo	Instâncias de Decisão
Âmbito Nacional	<p><b>Comissão Intergestores Tripartite</b> - formada paritariamente por representantes do Ministério da Saúde e dos órgãos de representação do conjunto de Secretários Estaduais de Saúde (CONASS) e o Conselho Nacional de Secretários Municipais de Saúde (CONASEMS),</p> <p><b>Conselho Nacional de Saúde</b> - é o órgão deliberativo na formulação de estratégias e controle da política nacional de saúde.</p>
Âmbito Estadual	<p><b>Comissão Intergestores Bipartite</b> - formada por dirigentes da Secretaria Estadual de Saúde e o órgão de representação dos Secretários Municipais de Saúde do Estado, COSEMS, sendo que, o secretário de saúde do município da capital é membro nato desta comissão</p> <p><b>Conselho Estadual de Saúde</b> - é permanente e deliberativo, atuando na formulação de estratégias e controle da execução da política estadual de saúde.</p>
Âmbito Municipal	<p><b>Conselho Municipal de Saúde</b> - é permanente e deliberativo, atuando na formulação de estratégias e controle da da execução da política municipal de saúde.</p>

Fonte dos dados básicos: Cornélio (1999).

<sup>1</sup> O PAB foi criado com a NOB 01/96 com o intuito de acabar com a concorrência por recursos da atenção básica com outros tipos de procedimentos e ações, fornecendo um montante específico para a mesma.

Dando continuidade no processo de descentralização da saúde, em 15 de dezembro de 2000, a Norma Operacional da Assistência à Saúde (NOAS-SUS 01/2001) definiu como objetivo principal:

*“...ampliar as responsabilidades dos municípios na Atenção Básica; definir o processo de regionalização da assistência; criar mecanismos para o fortalecimento da capacidade de gestão do Sistema Único de Saúde e procede à atualização dos critérios de habilitação de estados e municípios.”<sup>2</sup>*

A NOAS é a norma em vigência para os modelos de gestão e de repasse de recursos para os municípios pelo SUS. Ela permite a habilitação dos municípios em duas condições: Gestão Plena da Atenção Básica Ampliada e Gestão Plena do Sistema Municipal, sendo que todos os municípios que vierem a ser habilitados em Gestão Plena do Sistema Municipal estarão também habilitados em Gestão Plena da Atenção Básica Ampliada. Basicamente, uma das principais diferenças entre as modalidades é o modo de recebimento das transferências<sup>3</sup>:

- 1) Gestão plena da atenção básica ampliada: o município se habilita a receber um montante definido em base per capita para o financiamento das ações de atenção básica;
- 2) Gestão plena do sistema municipal: nesse caso, o município recebe o total de recursos federais programados para o custeio da assistência em seu território.

O financiamento das ações de saúde é dividido em três grandes grupos: atenção básica – o PAB, média complexidade e alta complexidade/alto custo. O primeiro, de menor complexidade, é oferecido primordialmente pelos municípios e é composto de uma parte fixa destinada à assistência básica e de uma parte variável relativa a incentivos para o desenvolvimento de ações no campo específico da atenção básica<sup>4</sup>. O segundo grupo, que não pode ou não deve ter uma oferta universal, passa a ter a possibilidade de uma solução regional, financiada segundo a população. Segundo a NOAS:

---

<sup>2</sup> Artigo 1º da Norma Operacional da Assistência à Saúde – NOAS-SUS 01/2001.

<sup>3</sup> Para informações completas sobre responsabilidades, requisitos e prerrogativas a serem cumpridas pelos municípios em cada tipo de habilitação, consultar o texto integral da NOAS.

<sup>4</sup> Portaria GM/MS n.1.882 (1997).



*“A Atenção de Média Complexidade compreende um conjunto de ações e serviços ambulatoriais e hospitalares que visam atender os principais problemas de saúde da população, cuja prática clínica demande a disponibilidade de profissionais especializados e a utilização de recursos tecnológicos de apoio diagnóstico e terapêutico, que não justifique a sua oferta em todos os municípios do país.”*

Assim, a ação de tais medidas não é oferecida em todos os municípios, sendo definidas pelo gestor estadual por critérios regionais de necessidade. Já o terceiro grupo, dada sua complexidade, tem sua oferta naturalmente muito restringida. Nesse caso o financiamento está a cargo dos governos estaduais e federal. Ou seja, A garantia de acesso aos procedimentos de alta complexidade é de responsabilidade solidária entre o Ministério da Saúde e as Secretarias de Estado da Saúde e do Distrito Federal<sup>5</sup>.

Mostramos para efeito de análise da importância desse repasse federal, uma tabela com a porcentagem de repasse do SUS dos recursos aplicados na saúde pelos municípios, na página abaixo.

---

<sup>5</sup> NOAS – Anexo, seção 16.1.

**TABELA 2: Porcentagem das Transferências do SUS sobre o Recurso Total Aplicado em Saúde pelos Municípios**

<b>Unidade da Federação</b>	<b>2002 (%)</b>	<b>2006 (%)</b>
Acre	55.82	-
Alagoas	64.34	58.81
Amapá	51.96	50.45
Amazonas	36.43	33.28
Bahia	47.27	52.18
Ceará	58.21	54.39
Espírito Santo	36.43	32.53
Goiás	57.24	52.41
Maranhão	65.92	60.21
Mato Grosso	45.17	46.06
Mato Grosso do Sul	50.59	50.43
Minas Gerais	50.92	47.54
Pará	64.76	56.83
Paraíba	60.42	59.08
Paraná	46.44	42.88
Pernambuco	54.18	49.73
Piauí	64.00	63.04
Rio de Janeiro	50.76	38.40
Rio Grande do Norte	52.58	48.84
Rio Grande do Sul	47.12	39.10
Rondônia	52.34	40.12
Roraima	52.38	65.80
Santa Catarina	42.64	41.31
São Paulo	26.39	31.23
Sergipe	54.64	55.73
Tocantins	43.81	44.05
<b>Total</b>	<b>44.85</b>	<b>43.27</b>

Fonte dos dados básicos: DATASUS.

Na média nacional, menos da metade dos recursos aplicados em saúde nas prefeituras municipais em todo o Brasil são provenientes de repasses do SUS. Porém, em uma análise regional, pode-se notar que os municípios das Regiões Norte e Nordeste são muito mais dependentes que os das demais regiões dos repasses do SUS. Ou seja, os municípios têm uma certa autonomia nos seus gastos, mas muito disso depende de regionalidades e pujança econômica municipal.

Assim, quer seja por meio do financiamento federal fornecido pelo MS por intermédio do SUS, quer seja pelos gastos diretos realizados pelos governos municipais, o encargo principal do município parece ser justamente o de suprir a população com as necessidades mais básicas de saúde, sendo um alocador relativamente autônomo nos recursos para a saúde. A análise e os resultados obtidos nesse trabalho sustentam-se em grande medida nessa afirmação.

### 2.3. Possíveis Determinantes dos Gastos Municipais em Saúde

É fato a relevância dos municípios na gestão dos gastos do SUS. Dessa maneira, torna-se importante estudar quais os principais determinantes que influenciam o direcionamento desses gastos. O SUS participa com a maior parcela dos gastos realizados na esfera municipal, por meio de transferências, conforme vimos no tópico anterior. É importante denotar, contudo, que há também destinação municipal via recursos próprios para a área de saúde. Institucionalmente o governo federal, através do Ministério da Saúde, estabeleceu na Emenda Constitucional n.29 (EC-29), de 13 de dezembro de 2000, um piso para o nível de gastos com saúde.

Para o caso dos municípios ficou reservada a destinação de pelo menos 7% das receitas de impostos para a saúde em 2000, sendo que este percentual deveria ser aumentado anualmente até atingir, em 2004, 15%. Essa “alocação forçada” pode ser uma influência decisiva nas diretrizes de políticas da saúde estabelecidas nos municípios desde então. O patamar mínimo para a aplicação dos recursos pode definir as ações municipais na rubrica, mas acima disso ainda podem existir outras influências que permeiem a decisão dos tomadores de decisão municipais. Uma dessas possíveis influências seria a filiação partidária.

Estudo de Arretche & Marques (2002) avalia os gastos com saúde em cinco Estados Brasileiros (Bahia, Ceará, Goiás, Rio Grande do Sul e São Paulo) e constata que o viés partidário parece ter um efeito apenas moderado sobre os serviços básicos de saúde. Segundo o estudo, cidades que elegeram prefeitos com “tendência direitista”<sup>6</sup> em 1996 tendem a produzir menor volume de atendimentos ambulatoriais, mas não sendo verdade também que nas cidades que elegeram partidos com viés esquerdista esse número seja significativamente superior.

Em um estudo para os municípios de Minas Gerais, Caliari & Abreu (2008) analisaram os gastos com saúde e não constatarem qualquer viés partidário que pudesse demonstrar alguma diferença na dinâmica da rubrica. O intuito desse trabalho é similar, mas na escala

---

<sup>6</sup> Arretche & Marques consideraram os partidos de acordo com três visões ideológicas: direita (PTB, PPB, PFL), centro (PMDB, PSDB) e esquerda (PT, PC do B, PV, PSB, PPS, PCB).

nacional. Pretende-se estudar os gastos dos partidos em duas visões diferentes. Inicialmente, o foco será verificar se existem diferenças temporais significativas na alocação de recursos municipais a partir de pares de legendas. O intuito é averiguar se há vantagem partidária no direcionamento dos gastos nos anos de 2002 e 2006. Para isso, analisaremos as variáveis relevantes através da técnica de decomposição de diferenciais. Por fim, por meio do método de uma regressão quantílica separaremos os gastos por quantis e por partidos e verificaremos se os determinantes dos gastos em cada um desses níveis são diferentes.

Uma outra hipótese a ser avaliada é o componente regional, via proximidade, como determinante dos gastos municipais com saúde. O argumento nesse caso é que municípios próximos podem ter tendências parecidas no tocante à destinação de recursos, quer seja por condições econômicas locais e ambiental similares ou mesmo por mimetizar o contexto político do seu entorno mais imediato – via, por exemplo, externalidades positivas. Uma hipótese mais específica a ser avaliada é se municípios pequenos localizados próximos de municípios com uma maior pujança econômica tem os mesmos critérios de alocação de recursos ou o inverso, utilizam os equipamentos e serviços desses municípios (uma estratégia típica de um *free rider*).

Diante disso, o presente artigo procurará identificar essas influências na definição dos gastos públicos com saúde. O intuito é averiguar qual destes (coordenação institucional, política ou regional) pode ter maior influência determinística nos gastos dos governos municipais.

## **2.4. Metodologia**

### **2.4.1. Decomposição de Diferenciais**

O método de decomposição de diferenciais, inicialmente proposto por Oaxaca (1973), nos fornece uma maneira de explorar diferenciais entre grupos, decompondo os termos entre componentes explicados e não explicados. Assim, pode-se separar as diferenças entre os dois grupos de análise em componentes que são explicados pela variabilidade e especificidades das variáveis presentes no modelo de estudo e componentes que devem ser

explicados por quaisquer outros motivos que não os controlados na análise de regressão proposta.

Para utilização da técnica, devemos separar os dados nos dois grupos que, em nosso caso, serão grupos de municípios administrados pelo mesmo partido, com os seguintes modelos:

$$y_{1i} = x'_{1i} \beta_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad \text{e} \quad y_{2j} = x'_{2j} \beta_{2j} + \varepsilon_{2j} \quad (2.4.1)$$

Em que  $\beta_{1i}$  e  $\beta_{2j}$  são definidos tal que  $E(\varepsilon_{1i} / x'_{1i}) = 0$  e  $E(\varepsilon_{2j} / x'_{2j}) = 0$ .  $y_g$  e  $x'_g$  são, respectivamente, a variável dependente e a matriz  $n \times K$  de regressores covariados. Assim, para se calcular a diferença nos dois grupos, utiliza-se do seguinte artifício:

$$y_1 - y_2 = (x'_1 - x'_2) \beta_1 + (\beta_1 - \beta_2) x'_2 \quad (2.4.2)$$

Decompondo-se assim o diferencial de  $y$  em dois termos:

(a)  $(x'_1 - x'_2) \beta_1$ : Representa o componente explicado, que se deve a diferenças médias em características próprias de cada município dos grupos 1 e 2; é o hiato predito entre os grupos 1 e 2 usando o grupo 1 como referência;

(b)  $(\beta_1 - \beta_2) x'_2$ : O segundo termo é o componente não explicado, e representa diferenças nos coeficientes estimados. Ou seja, diferenças nos gastos a características similares entre os grupos 1 e 2.

Essa especificação da decomposição de diferenciais é utilizada para averiguar mudanças entre grupos em um mesmo período de tempo  $t$ . Em nosso estudo, pretendemos estender a análise temporalmente, averiguando essas mudanças para dois períodos de tempo. Para isso, é utilizada uma extensão da abordagem citada, incorporando os períodos, assim como em um trabalho sobre o mercado de trabalho proposto em Altonji & Blank (1999). A idéia era identificar diferenças salariais entre grupos de homens e mulheres ao longo do tempo<sup>7</sup> e para isso usaram métodos de diferenciação na equação proposta em (2.4.1). Sendo  $\Delta$  a

---

<sup>7</sup> A nossa hipótese é de que, ao separarmos os municípios em grupos de partidos políticos distintos, consigamos captar diferenças entre os grupos assim como a análise para homens e mulheres no mercado de trabalho.

diferença média entre grupo 1 e grupo 2 em um período, a mudança nos diferenciais de  $y$  entre os períodos  $t'$  e  $t$  é

$$\Delta y_{t'} - \Delta y_t = (\Delta x'_{t'} - \Delta x'_t) \beta_{1t} + (\beta_{1t'} - \beta_{1t}) \Delta x'_{t'} + (\Delta \beta_{1t'} - \Delta \beta_{1t}) x'_{2t} + (x'_{2t'} - x'_{2t}) \Delta \beta_{1t} \quad (2.4.3)$$

Em que podemos separar os termos em dois grupos de componentes:

(a)  $(\Delta x'_{t'} - \Delta x'_t) \beta_{1t}$ : O primeiro termo representa o efeito de mudanças relativas ao longo do tempo nas características observadas dos 2 grupos;

(b)  $(\beta_{1t'} - \beta_{1t}) \Delta x'_{t'}$ : O segundo termo representa o efeito de mudanças ao longo do tempo nos coeficientes para o grupo 1, mantendo fixas as diferenças nas características observadas.

Estes dois primeiros componentes representam a mudança ao longo do tempo no hiato de gastos que seria esperado dadas as mudanças nas características dos dois grupos e os coeficientes destas características para o grupo 1 nos períodos  $t$  e  $t'$ . Já o terceiro e quarto termos irão captar a mudança no componente não explicado do hiato.

(c)  $(\Delta \beta_{1t'} - \Delta \beta_{1t}) x'_{2t}$ : O terceiro termo é o efeito de mudanças ao longo do tempo nos coeficientes relativos entre os 2 grupos;

(d)  $(x'_{2t'} - x'_{2t}) \Delta \beta_{1t}$ : O quarto termo capta o fato de que mudanças ao longo do tempo nas características do grupo 2 alteram as conseqüências de diferenças nos coeficientes dos grupos .

Em nossa análise, o resultado conjunto dos dois primeiros componentes nos fornece a diferença predita no direcionamento de gastos entre dois partidos. Ou seja, as diferenças de gastos entre os municípios governados por partidos distintos que são explicadas pelas variáveis que julgamos relevantes e que foram incluídas no modelo. Já o terceiro e quarto componente são os mais interessantes nessa análise, pois fornecem o efeito das mudanças não explicadas pela regressão nos gastos dos municípios governados pelos dois partidos analisados. Ou seja, supõe-se que essas características não explicadas são as características inerentes a mudanças fora as previstas na regressão.

A hipótese é a de que tais características podem advir principalmente de coordenação política. Imaginamos que podem existir políticas diferentes a cada conjunto de municípios governados por diferentes partidos políticos, que os fazem alocar diferentemente seus recursos com saúde. Coeficientes positivos para a soma desses componentes reflete situação favorável para o grupo (partido) 1, mostrando que o mesmo atua proporcionalmente mais ativamente na saúde, com gastos maiores, que o grupo (partido) 2. Coeficientes negativos significam exatamente o oposto.

#### **2.4.2. Regressões Quantílicas**

Outro método utilizado no artigo é a regressão quantílica. Proposta inicialmente por Koenker & Basset (1978), a técnica é útil em situações onde há heterocedasticidade nos resíduos, pois nesses casos os estimadores da regressão quantílica são mais eficientes que os de MQO<sup>8</sup>. Além disso, ao calcular regressões para diferentes percentis é possível explorar a forma da distribuição condicional, o que é interessante, mesmo quando a heterocedasticidade não é a causa imediata de preocupação.

Utilizamos ainda as regressões quantílicas para outro tipo de interpretação, que parece mais pertinente para a nossa análise: soluções diferentes em distintos percentis podem ser interpretadas como diferenças na resposta da variável dependente a mudanças nos regressores em vários pontos na distribuição condicional da variável dependente. A regressão quantílica se refere, portanto, à distribuição dos gastos, condicional ao vetor de co-variáveis.

É útil quando, ao invés da média, pretende-se trabalhar com a mediana, ou ajustar uma função linear às medianas (regressão mediana ou regressão quantílica em 0.5). Em princípio, é possível fazer o mesmo para qualquer outro quantil da distribuição. Verificando diferentes quantis, é possível analisar e explorar diferentes respostas da variável dependente às variáveis explicativas – exatamente o que se explicou no parágrafo acima.

---

<sup>8</sup> Problemas de heterocedasticidade são comuns em dados municipais pela grande variabilidade de tamanho existente entre eles (Wooldridge, 2002).

Na relação entre gastos e demais variáveis relevantes, por exemplo, a um dado nível das variáveis explicativas, há uma distribuição (condicional) de gastos. Em geral, não há razão para exigir que o aumento marginal de uma unidade do gasto com saúde seja o mesmo para o aumento de uma unidade de alguma das variáveis relevantes no modelo em todos os pontos da distribuição condicional. A regressão quantílica capta exatamente essas diferenças. Pretendemos, portanto, verificar se os gastos com saúde nos municípios brasileiros respondem diferentemente em distintos percentis de gastos *per capita*.

Os parâmetros da regressão linear mediana são dados como o valor absoluto de  $\beta$  que minimiza

$$\sum_{i=1}^n |y_i - x'_i \beta| = \sum_{i=1}^n (0.5 - 1(y_i \geq x'_i \beta))(y_i - x'_i \beta) \quad (2.4.4)$$

Em que  $y_i$  é a variável dependente,  $\beta_i$  é uma matriz  $k \times 1$  de parâmetros,  $x'_i$  é uma matriz  $n \times K$  de regressores covariados. O estimador dos demais quantis pode ser calculado através de uma generalização dessa expressão:

$$\tilde{\beta} = \arg \min \sum_{i=1}^n (p - 1(y_i \geq x'_i \beta))(y_i - x'_i \beta) \quad (2.4.5)$$

Apesar dessas expressões não permitirem soluções explícitas, o cálculo dos estimadores quantílicos é facilitado pelo reconhecimento de que a minimização das expressões pode ser obtida através de programação linear, tal que mesmo para grandes bases de dados, os cálculos não são difíceis. Outro fator importante do uso da técnica é que a função da regressão quantílica é uma soma ponderada dos desvios absolutos, o que dá uma medida robusta de alocação, tal que o vetor de coeficientes estimados não é sensível a observações *outliers* da variável dependente (Buchinsky, 1997)<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup> A interpretação dos parâmetros estimados em cada quantil pode ser feita da seguinte maneira: representam o impacto marginal no p-ésimo quantil condicional devido a uma mudança no i-ésimo elemento da variável independente  $x$ .



### 2.4.3. O teste “C” para exogeneidade das variáveis

No sentido que realizamos nossa análise torna-se importante testar as variáveis para uma potencial endogeneidade dos regressores. Como sugere Greene (2003), modelos MQO que possuam variáveis independentes correlacionadas com o termo de erro perdem atratividade e consistência. O mesmo resultado vale para modelos de regressão quantílica. Precisamos então validar o modelo comprovando a exogeneidade estrita de todas as variáveis incluídas, e faremos isso através da estatística “C”.

O teste é uma evolução do teste de Sargan<sup>10</sup> para restrições sobre-identificadas. Enquanto Sargan analisa a validação da totalidade de instrumentos a serem utilizados, a estatística “C” permite a avaliação de sub-séries de instrumentos, testando essa sub-série a partir da série original de condições ortogonais (Baum et al, 2003). Basicamente, a estatística de Sargan pode ser vista como se segue

$$S_{argan} = \frac{\hat{u}' Z (Z' Z)^{-1} Z' \hat{u}}{\hat{u}' \hat{u} / n} \quad (2.4.6)$$

Em que  $\hat{u}$  é o erro predito pela regressão e  $Z$  é a série de instrumentos a utilizar no modelo. A estatística “C” é computada como a diferença entre duas estatísticas de Sargan: uma para a regressão que usa a totalidade dos instrumentos propostos versus uma para a regressão que utiliza a sub-série de instrumentos aos quais se deseja testar. O teste “C” segue uma  $\chi^2$  com graus de liberdade igual ao número de restrições, ou o número de instrumentos a serem testados, sob a hipótese nula de que as variáveis testadas com provável endogeneidade são exógenas (Baum, 2006).

---

<sup>10</sup> O teste de Sargan é um caso especial para a estimativa J de Hansen, sendo utilizada para testes de restrições sobre-identificadas em modelos de variáveis instrumentais. Como explicado no corpo do texto, a estatística realiza testes para a totalidade dos instrumentos utilizados, o que não é o objetivo do trabalho. Portanto, para maiores informações sobre a estatística de Sargan, consultar Baum et al (2003).

#### **2.4.4. Apresentação dos dados**

O intuito, portanto, será o de aplicar essas duas técnicas para, inicialmente, averiguar se houve diferença satisfatória entre os partidos mais representativos no cenário nacional para o direcionamento dos gastos com saúde nos anos de 2002 e 2006, através da técnica de decomposição de diferenciais, e posteriormente analisar a estrutura per se desses gastos, dirimindo os resultados para diferentes quantis de gastos como forma de averiguar diferentes padrões de comportamento nas variáveis relevantes.

Pretende-se, assim, identificar a presença ou ausência de influência partidária significativa para os municípios, ou mesmo mostrar que os mesmos respondem muito mais a pressões locais e institucionais do que a pressões político partidárias. Apresentamos na tabela abaixo as variáveis utilizadas para os modelos propostos.

**TABELA 3: Variáveis Utilizadas nos métodos de Decomposição de Diferenciais e Regressão Quantílica**

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Ano estudo	Fonte dos dados básicos
<b>Variável dependente</b>				
<i>Gastopc</i>	Despesa total com Saúde per capita sob a responsabilidade do Município	R\$/hab	2002 e 2006	SIOPS/DATASUS - MS
<b>Variáveis independentes</b>				
<b>sócio-econômicas</b>				
<i>d1.recprop</i>	Participação da receita própria aplicada em Saúde conforme a EC 29/2000 defasada de um período	%	2001 e 2005	SIOPS/DATASUS - MS
<i>pibpc</i>	Produto Interno Bruto per capita do município	R\$/hab	2002 e 2006	IPEADATA
<i>govpc</i>	arrecadação de impostos per capita no município	mil R\$/hab	2002 e 2006	IPEADATA
<i>fossapc</i>	Proporção de residência com fossa séptica no município	%	2000	Atlas Desenvolvimento Humano
<b>setor saúde</b>				
<i>cons</i>	Consultas médicas per capita nas especialidades básicas	un./hab	2002 e 2006	DATASUS - MS
<i>psf</i>	Proporção da população coberta pelo Programa de Saúde da Família	%	2002 e 2006	DATASUS - MS
<i>pambqpc</i>	Quantidade de produção ambulatorial per capita	un./hab	2002 e 2006	DATASUS - MS
<i>lmunpc</i>	Número de leitos municipais per capita	un./hab	2002 e 2006	DATASUS - MS
<i>vmedintpc</i>	Valor médio per capita da internação	R\$/hab	2002 e 2006	DATASUS - MS
<i>assmedpc</i>	Assistência médica per capita no município	un./hab	2002 e 2006	DATASUS - MS
<b>espacias</b>				
<i>dagl</i>	Dummy com valor unitário para regiões com grande aglomeração populacional	binária	-	Elaboração própria
<i>dnorte</i>	Dummy com valor unitário para municípios na região Norte	binária	-	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>dnordeste</i>	Dummy com valor unitário para municípios na região Nordeste	binária	-	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>dcentro</i>	Dummy com valor unitário para municípios na região Centro-oeste	binária	-	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>dsul</i>	Dummy com valor unitário para municípios na região Sul	binária	-	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<b>políticas</b>				
<b>opção 1</b>				
<i>dgov</i>	Dummy com valor unitário se o partido do prefeito é o mesmo partido do governador	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>dPMDB</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada pelo PMDB	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>dPSDB</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada pelo PSDB	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>dDEM</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada pelo DEM	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>dPR</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada pelo PR	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>dPP</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada pelo PP	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>doutros</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada por algum partido que não os citados acima	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<b>opção 2</b>				
<i>dgov</i>	Dummy com valor unitário se o partido do prefeito é o mesmo partido do governador	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>desquerda</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada pelo PT, PDT, PPS, PSB ou PV	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>dcentro</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada pelo PMDB ou PSDB	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>ddireita</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada pelo DEM, PR PP ou PTB	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE
<i>doutros</i>	Dummy com valor unitário se a prefeitura é governada por algum partido que não os citados acima	binária	2000 e 2004	Tribunal Superior Eleitoral - TSE

Fonte: Elaboração Própria.

As variáveis monetárias foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao consumidor (INPC), disponível no site IPEADATA, para valores de 2002. A escolha do mesmo, a nosso ver, não implica em qualquer diferença significativa no deflacionamento

em relação aos demais índices disponíveis. Pelos mesmos seguirem a mesma tendência de crescimento<sup>11</sup> no período da análise, acreditamos que a única divergência que possa existir nos resultados alcançados é de magnitude dos coeficientes, não existindo mudanças nos sentidos dos sinais. Para os modelos de regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) utilizados na análise de decomposição de diferenciais não se incluiu nenhuma variável política nem do efeito tendência, por motivos óbvios. Como analisamos os gastos municipais por partido em dois anos (2002 e 2006) não existe efeito tendência. Teremos, portanto,  $i$  municípios governados pelo partido em cada período  $t$  de tempo (2002 e 2006). Assim, o trabalho será estimar uma regressão para cada ano para cada partido, comparando os resultados de acordo com a regressão 2.4.3.

Já para a regressão quantílica foram incluídas todas as variáveis presentes na tabela acima. Utilizaremos a análise para três quantis diferentes: o mais baixo (quantil 0.10), o mediano (quantil 0.50) e o quantil mais alto (0.90), analisando esses três quantis para os anos de 2002 e 2006 em separado. As variáveis independentes explicitadas nos dois modelos acima podem ser separadas em quatro grupos diferentes: variáveis da saúde, de recursos e sócio-econômica, espacial e política.

A escolha das variáveis sócio-econômicas e da saúde foi através do método de análise fatorial. O objetivo do mesmo é descrever a variabilidade original de um vetor aleatório  $X$ , em termos de um número menor de  $m$  variáveis aleatórias, denominadas fatores comuns e relacionadas com o vetor original através de um modelo linear (Mingoti, 2005). Assim, a análise fatorial procura agrupar subconjunto de variáveis que possuam uma alta correlação entre si. Pela aplicação desse método para 32 variáveis de saúde e sócio-econômicas analisadas, encontramos que as 11 variáveis do setor saúde e sócio-econômicas citadas na tabela 3 – contando também com a variável dependente – fazem parte de um mesmo fator comum, possuindo grande proximidade entre elas<sup>12</sup>.

---

<sup>11</sup> Numa análise comparativa do crescimento entre o IGP-M, o Índice Nacional de Preço dos Medicamentos (INPC), Índice de Preços por Atacado - Mercado (IPA-M) e o Índice de Preços ao Consumidor - Mercado (IPC-M) constatamos que o padrão de crescimento dos mesmos é praticamente igual, com uma média de inflação entre o período 2002-2006 de 53,21%.

<sup>12</sup> Para um estudo mais detalhado do método de análises fatoriais, sugerimos a leitura de Mingoti (2005).

Algumas variáveis que também possuem importância foram retiradas do modelo de regressão devido à elevada correlação com as variáveis independentes incluídas, o que causaria multicolinearidade no modelo<sup>13</sup>. Esse é o caso, por exemplo, da alta correlação entre número de estabelecimentos de saúde e leitos municipais *per capita*. Além disso, no grupo de variáveis denominadas variáveis sócio-econômicas, podemos citar também a alta correlação entre nível de escolaridade, renda *per capita* municipal e PIB *per capita*. Em todos esses casos optamos por incluir apenas uma variável no modelo, justamente a que tem maior correlação com a variável dependente.

Foi necessário também testar a exogeneidade das variáveis, principalmente aquelas relacionadas ao setor saúde. Sabe-se que, na presença de variáveis explicativas correlacionadas com o termo de erro da regressão, um MQO simples nos fornecerá estimativas inconsistentes para os regressores (Wooldridge, 2002). Dessa forma, realizamos testes “C” para todas as variáveis do setor saúde e da variável recursos próprios aplicados na saúde (*recprop*) no modelo. Realizamos, como sugere o teste, duas regressões: uma com a totalidade das variáveis da saúde instrumentalizadas e uma com cada variável em separado, testando a validade de seu instrumento. Como instrumento, utilizamos o valor dessas variáveis defasadas de um período de tempo. Imaginamos, dessa forma, que essas defasagens são bastante correlacionadas com a variável potencialmente endógena, mas não correlacionada com o termo de erro da equação naquele referido ano. Constatou-se pelo teste que a variável recursos próprios aplicados em saúde (*recprop*) era a única endógena, sendo substituída na análise por seu respectivo instrumento<sup>14</sup>.

O resultado econométrico encontrado para esses testes de exogeneidade é interessante e condizente com a realidade da dinâmica do SUS. O atendimento no Sistema é realizado de forma que a demanda define a oferta. Ou seja, o paciente realiza a procura no serviço e a partir daí a oferta do serviço é gerada. O sentido de causalidade se dá então do atendimento para o gasto. Isso vale para todas as variáveis do setor saúde.

---

<sup>13</sup> Como sabemos, a presença de multicolinearidade em um modelo de regressão causa viés nos estimadores, invalidando os resultados apresentados (Greene, 2003).

<sup>14</sup> Os testes “C” para todas as variáveis da saúde testadas no modelo encontram na tabela A.1 no anexo do artigo.

Porém mesmo com esse sentido causal, o SUS não disponibiliza orçamento infinito para as prefeituras. Ou seja, existe um teto de recursos que se alcançado, invalida o sentido de causalidade demanda-oferta. Mesmo assim, porém, na portaria GM/MS Nº 1.882, de 1997, em seu artigo 5º, se expressa que a parte destinada pelo Programa de Atenção Básica à manutenção dos serviços municipais é variável, ou seja, é repassada aos municípios conforme a demanda do mesmo. Vale, portanto, o sentido causal de demanda gerando oferta. Já para o caso da variável de recursos próprios a endogeneidade também é clara, visto que é difícil dizer qual o sentido de causalidade entre ela e o gasto com saúde.

As variáveis sócio-econômicas e de saúde são auto-explicativas, mas destacamos importância para a variável *dIrecprop*. O intuito dela é medir se o aumento dos recursos próprios aplicados na saúde é significativo. Ou seja, na análise de regressão quantílica tentaremos captar significativas mudanças nesta variável para os anos de 2002 e 2006. Entendemos que se a importância dos recursos próprios aumenta, então o intuito do governo com a promulgação da EC-29 foi atendido. É a variável que conjuntamente com as de cunho político e regional denota maior importância em nosso modelo, pois elas são justamente as que vão captar qual o fator comparativamente mais importante nos gastos com saúde: o legislativo, regional ou partidário.

Já *govpc* mede a quantidade monetária de impostos per capita arrecadada pelo município. É, ao nosso ver, uma variável que procura captar a presença da máquina pública no município. Para captar a posição regional, a importância de ser ou estar próximo de um grande município, inserimos uma *dummy* que capta a inserção do município em uma das 39 maiores aglomerações populacionais do Brasil. Não se utilizou somente a inserção em uma região metropolitana, pois em vários casos aglomerações populacionais não são reconhecidas institucionalmente com regiões metropolitanas, como é o caso de municípios no entorno de Cuiabá e Londrina, por exemplo. Assim, só uma *dummy* para aglomerações captaria exatamente o resultado que procuramos.

Para efeitos espaciais de região política temos *dummies* para as regiões Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste do país. Portanto, qualquer resultado significativo no coeficiente dessas variáveis indicará diferença no padrão de gastos em relação à região Sudeste (a região de parâmetro escolhida).

No intuito da constatação de correlação partidária, seguem-se as variáveis de cunho político. Propomos duas opções de estudo para o cunho político: via partidos e via viés ideológico. Na primeira opção, o intuito é analisar por *dummies* partidárias, levando-se em consideração os seis maiores partidos em representatividade na câmara nacional, a saber: PMDB, PT, PSDB, DEM, PR e PP (em ordem decrescente de representatividade). Os mesmo representam 71,7% de toda a câmara federal em 2006, e se analisarmos os municípios governados por esses partidos teremos abrangido 77,6% e 73,7% das prefeituras em 2002 e 2006, respectivamente.

Na segunda opção, a idéia é englobar partidos que disponham ou anunciem gestões públicas comuns, separando-os em três tipos especiais: os de esquerda, os de centro e os de direita, conforme a tabela 3<sup>15</sup>. Procuramos ainda, na via política, constatar se há favorecimento local para prefeituras do mesmo partido. Assim, inserimos uma *dummy* denominada *gov*, que será unitária para o caso de o prefeito e o governador serem do mesmo partido.

No caso da regressão quantílica, ocultamos a variável *dummy* que representa o PT e inserimos a variável *doutros*, que representa todos os outros partidos políticos que não os especificados acima, para a opção 1 do cunho político. Assim, nessa análise, estamos utilizando o PT como partido de referência. Para a opção 2, estará oculta a *dummy* para partidos de esquerda, sendo essa então a referência. Seguem-se agora os resultados encontrados.

## **2.5. Discussão dos Resultados**

### **2.5.1. Decomposição de Diferenciais**

Iniciaremos a apresentação dos resultados para os seis partidos da opção 1 de análise política com uma análise descritiva de médias dos municípios governados por esses partidos. Apresentamos esses resultados na tabela abaixo.

---

<sup>15</sup> Nas análises de decomposição de diferenciais optaremos por não analisar os partidos classificados como outros devido à pequena relevância dos mesmos no cenário nacional.

**TABELA 4: Médias das Variáveis Utilizadas no Modelo de Decomposição de Diferenciais para os Partidos Analisados na Opção 1 de Variáveis Políticas**

Variáveis / Partidos	PMDB		PT		PSDB		DEM		PR		PP	
	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006	2002	2006
<i>gasto</i>	129.93	258.20	141.39	232.39	129.04	241.47	126.49	235.93	117.22	238.59	129.28	257.11
<i>dIrecprop</i>	0.1483	0.1910	0.1550	0.1850	0.1480	0.1880	0.1430	0.1870	0.1350	0.1900	0.1350	0.1840
<i>pibpc</i>	5576.46	9391.15	6924.61	9597.23	5275.31	8405.19	4682.52	7601.46	4399.39	7117.31	5830.89	8887.67
<i>govpc</i>	0.97	1.55	0.99	1.50	0.92	1.40	0.91	1.37	0.86	1.41	0.98	1.53
<i>fossapc</i>	0.54	0.55	0.44	0.47	0.50	0.46	0.48	0.45	0.38	0.43	0.61	0.57
<i>cons</i>	1.99	2.00	1.71	1.90	2.01	2.06	1.92	1.76	1.87	1.86	1.87	1.96
<i>psf</i>	0.4588	0.7812	0.3262	0.6854	0.5083	0.7343	0.4635	0.7631	0.3685	0.7451	0.4286	0.7550
<i>pambqpc</i>	11.53	11.91	10.86	11.96	12.25	12.27	11.75	11.42	12.04	12.01	10.66	11.34
<i>lmunpc</i>	0.0006	0.0006	0.0004	0.0005	0.0007	0.0007	0.0007	0.0007	0.0006	0.0007	0.0007	0.0006
<i>vmedintpc</i>	0.0182	0.0175	0.0112	0.0145	0.0161	0.0147	0.0173	0.0159	0.0159	0.0156	0.0246	0.0231
<i>assmedpc</i>	0.1589	0.2257	0.4587	0.3047	0.1796	0.2454	0.1327	0.1609	0.1458	0.1595	0.1509	0.1990
<i>dagl</i>	0.0949	0.0951	0.1989	0.1443	0.0898	0.0987	0.0730	0.0631	0.0644	0.0871	0.0783	0.0855
<i>dnorte</i>	0.0659	0.0596	0.1129	0.1467	0.0898	0.1022	0.0944	0.0518	0.0730	0.1108	0.0967	0.0446
<i>dnordeste</i>	0.2870	0.2536	0.1075	0.1614	0.2939	0.2675	0.4333	0.5265	0.4378	0.3747	0.2450	0.2249
<i>dsul</i>	0.2629	0.3468	0.3065	0.2347	0.1316	0.1091	0.1538	0.1061	0.0172	0.0396	0.4367	0.4349
<i>dcentro</i>	0.0844	0.0653	0.0753	0.0782	0.1337	0.1125	0.0643	0.0492	0.0558	0.1346	0.0650	0.0911

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.



Dentre os pontos a se destacar na análise, damos ênfase aos gastos do PT em comparação aos demais. No ano de 2002, o partido foi o que mais despendeu recursos na saúde, mas acabou sendo em 2006 o que menos gastou na mesma rubrica. O resultado é interessante, e talvez possa ser explicado – parcialmente – à luz das transferências constitucionais forçadas pela EC-29.

Em 2002 o PT foi o único partido que estava, na média, com porcentagem de recursos próprios aplicados na saúde acima do valor estipulado para 2004. Essa já observância da meta mesmo antes do necessário pode ter contribuído para o menor aumento dos gastos pelo partido. Isso mostra que o partido já estava ajustado a EC-29, logo, o PT já praticava uma alocação de renda adequada. Pouco esforço foi necessário então para melhorar. Partidos como PR e PP, que eram os que aplicavam menos recursos próprios na saúde no ano de 2002, foram notadamente os que mais buscaram melhorar suas posições no gasto com saúde para 2006.

Outro aspecto interessante é a diferença de renda nas prefeituras governadas pelo PT. Tanto em 2002 como 2006, foi o partido que governava as prefeituras com maior PIB *per capita*. Como consequência, foi o partido que possuía prefeitos nas cidades com maior número de assistência médica *per capita*. Uma explicação possível para isso é que o partido possuía grande parte de suas prefeituras na região Sul, notadamente a segunda em PIB *per capita* do país (perdendo apenas para a região Centro-Oeste)<sup>16</sup>. Como nenhum outro estado possuía uma quantidade muito elevada de prefeituras no Centro-Oeste, o valor do PIB *per capita* para o PT acaba sendo o maior<sup>17</sup>.

Discutido os pontos principais da análise das médias, vemos que há um menor crescimento dos gastos do PT frente aos demais partidos analisados. Passamos agora à uma comparação pela decomposição de diferenciais como forma de corroborar a análise apresentada.

---

<sup>16</sup> Em um exercício com os dados do próprio trabalho, o PIB per capita dos municípios da região Centro-Oeste foi de R\$ 9.588,17, e o da região Sul foi de R\$ 9167,21. As regiões Norte, Nordeste e Sudeste possuem valores, respectivamente, de R\$ 5.141,92, R\$ 3.215,43 e R\$ 8.456,36.

<sup>17</sup> Corrobora esse argumento o fato do PMDB ter aumentado sua participação partidária na região Sul para o ano de 2006. Isso fez com que ele se aproximasse do PT no nível de PIB per capita no mesmo ano.

Mostramos inicialmente o desempenho do partido de referência (PT) em relação aos demais. Os resultados estão na tabela abaixo<sup>18</sup>.

**TABELA 5: Técnica de Decomposição de Diferenciais para Opção 1 de Variáveis Políticas – Referência PT**

<b>Diferenças PT a:</b>	<b>PMDB</b>	<b>PSDB</b>	<b>DEM</b>	<b>PR</b>	<b>PP</b>
Termo (a)	-8.76	5.70	7.66	-2.03	-7.06
Termo (b)	1.39	-8.12	-11.05	-4.40	-0.34
Total explicado (a+b)	-7.37	-2.42	-3.39	-6.43	-7.41
Termo (c)	-12.08	-28.20	17.11	-47.72	-9.12
Termo (d)	-15.92	-8.79	-6.11	-15.15	-30.27
Total não explicado (c+d)	-28.00	-36.99	11.00	-62.86	-39.38
<b>Total decomp. E=(a+b+c+d)</b>	<b>-35.38</b>	<b>-39.41</b>	<b>7.61</b>	<b>-69.30</b>	<b>-46.79</b>
% explicada (a+b) / E	20.8%	6.1%	-44.6%	9.3%	15.8%
% não explicada (c+d) / E	79.2%	93.9%	144.6%	90.7%	84.2%
Diferença Real 2002 (g)	11.47	12.36	14.91	24.17	12.11
Diferença Real 2006 (h)	-25.81	-9.08	-3.54	-6.20	-24.72
<b>Total Diferença Real F=(g-h)</b>	<b>-37.28</b>	<b>-21.44</b>	<b>-18.45</b>	<b>-30.37</b>	<b>-36.83</b>
<b>Vantagem não explicada</b>	<b>PMDB</b>	<b>PSDB</b>	<b>PT</b>	<b>PR</b>	<b>PP</b>

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

Os termos (a) e (b) são os componentes explicados da decomposição, conforme visto na metodologia. São as variações nos gastos do partido explicados pelas variáveis incluídas no modelo de regressão. A parte não explicada, mais importante para a pretensão do trabalho, são os componentes (c) e (d). São justamente as diferenças entre os gastos do partido de 2002 para 2006 que não foram explicadas pelo modelo. São, assim, características fora do modelo, que podem ser classificadas como intrínsecas aos partidos. Coeficientes positivos indicam uma vantagem relativa do partido de referência (PT) e coeficientes negativos indicam a vantagem dos partidos comparados. A decomposição total do nosso modelo é dada pelo coeficiente E, e o valor do total diferencial real F nada mais é que a diferença das diferenças dos partidos nos dois anos estudados (g-h). Quanto mais próximo E for de F mais explicativa é a nossa decomposição, e mais válido é o modelo predito.

Nossa análise baseia-se no coeficiente total não explicado (c+d). Isso porque, se existe alguma coordenação política nos partidos analisados, ela estará presente nesse coeficiente. Isso porque já controlamos para as variáveis do modelo nos coeficientes (a+b). Assim, na

<sup>18</sup> Para realizar a decomposição de diferenciais inferimos regressões para todos os partidos nos dois anos analisados. Os resultados dessas regressões encontram-se no anexo do artigo.

última linha da nossa tabela, onde expressamos qual partido leva vantagem na comparação, ela diz respeito apenas aos componentes não explicados. Pela análise constatamos que na diferenciação temporal, todos os partidos, com exceção dos DEM, levaram vantagem sobre o PT. Ou seja, todos os partidos obtiveram crescimento nos gastos no período de nossa análise superiores aos do PT.

A comparação entre os diferenciais da decomposição e o total do diferencial real é válida, visto a proximidade encontrada nesses valores (componentes *E* e *F*). Pela análise dos diferenciais reais, podemos notar que o PT mantinha um nível de gastos superior aos outros partidos em 2002 (*g*), e essa situação se inverteu em 2006, passando a gastar menos que os comparados (*h*). Na decomposição, pode-se notar que tanto os componentes explicados quanto os não explicados contribuíram para essa queda (com exceção dos componentes não explicados em relação aos DEM, situação na qual o PT leva vantagem), mas a maior parcela deve-se, em todos os casos, aos não explicados, com mais da metade de explicação.

A análise nos mostra claro aumento de participação dos demais partidos vis a vis à participação do PT nos gastos municipais com saúde. O resultado da decomposição corrobora a análise das médias partidárias apresentada na tabela 3. O PT foi realmente o partido que menos aumentou seus gastos no período e os resultados informam que o aumento no diferencial deve-se, em parte, a componentes não explicados pela análise de regressão que propomos. Talvez, como dissemos anteriormente, a uma menor preocupação das prefeituras do partido a aumentar sua participação nos recursos próprios, visto que alcançaram a meta prevista para 2004 já no ano de 2002.

Como forma de suscitar uma maior discussão, apresentamos agora a decomposição de diferenciais para os DEM na tabela 6.

**TABELA 6: Técnica de Decomposição de Diferenciais para Opção 1 de Variáveis Políticas – Referência DEM**

<b>Diferenças DEM a:</b>	<b>PMDB</b>	<b>PT</b>	<b>PSDB</b>	<b>PR</b>	<b>PP</b>
Termo (a)	-9.70	-4.40	1.26	-4.79	-7.85
Termo (b)	-3.73	-2.80	-4.25	-3.01	-13.05
Total explicado (a+b)	-13.42	-7.20	-2.99	-7.80	-20.91
Termo (c)	-25.01	-14.54	-46.53	-65.35	-17.43
Termo (d)	-4.55	14.13	2.50	-3.75	-16.06
Total não explicado (c+d)	-29.56	-0.40	-44.03	-69.10	-33.49
<b>Total decomp. E=(a+b+c+d)</b>	<b>-42.98</b>	<b>-7.61</b>	<b>-47.02</b>	<b>-76.90</b>	<b>-54.40</b>
% explicada (a+b) / E	31.2%	94.7%	6.4%	10.1%	38.4%
% não explicada (c+d) / E	68.8%	5.3%	93.6%	89.9%	61.6%
Diferença Real 2002 (g)	-3.44	-14.91	-2.55	9.26	12.11
Diferença Real 2006 (h)	-22.27	3.54	-5.55	-2.66	-21.18
<b>Total Diferença Real F=(g-h)</b>	<b>-18.83</b>	<b>18.45</b>	<b>-2.99</b>	<b>-11.92</b>	<b>-33.29</b>
<b>Vantagem não explicada</b>	<b>PMDB</b>	<b>PT</b>	<b>PSDB</b>	<b>PR</b>	<b>PP</b>

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

No diferencial real, notamos piora dos Democratas em relação a todos os demais partidos, exceção feita ao PT. Contudo, na análise via decomposição, o coeficiente do termo não explicado mostra que até o PT obtém vantagem sobre os DEM. Uma vantagem pequena se comparada às dos demais partidos, mas ainda assim uma vantagem, que chega a ser confirmada na análise feita sendo o partido dos trabalhadores o de referência, na tabela 5. Ou seja, em comparação a todos os demais, os DEM foram os que menos empenharam recursos no aumento dos gastos com saúde. No caso do PMDB e PSDB, essa distância aumentou, e no caso do PR e PP houve uma inversão de valores, visto que no ano de 2002 os democratas gastavam mais que esses partidos.

O interessante é o que motivou a analisar destacadamente os dois partidos apresentados acima é justamente sua proximidade na dinâmica dos gastos e, ao mesmo tempo, distância no discurso de seus militantes. O PT, desde sua criação em 1980, sempre se situou como um partido reformista de esquerda. É fato que desde a eleição do presidente Lula há um maior diálogo com outros partidos reconhecidamente de centro, mas a divergência ideológica e de gestão com os DEM ainda é matizada nos discursos de seus representantes.

Não obstante essas supostas divergências, os dois partidos foram os que mais se assemelharam na análise da decomposição. Em 2002, as diferenças ideológicas podiam ser notadas na maior alocação do PT nos gastos com recursos próprios, mas o resultado encontrado para a evolução 2002-2006 é importante, pois nos dá um norte no sentido de concluir que as supostas gestões públicas partidárias deixam de influenciar as decisões

municipais na alocação de recursos na saúde para 2006. As necessidades locais e o intervencionismo da legislação federal podem ser muito mais importantes para explicar as diferenças entre municípios que a posição partidária.

Para terminar a análise de decomposição de diferenciais, apresentamos na tabela 4 o resultado de comparação par a par entre os seis partidos<sup>19</sup>. O intuito é apresentar no corpo da tabela o partido que obteve a vantagem em cada decomposição de diferenciais entre dois partidos. A tabela mostra que, por exemplo, na comparação entre PMDB e PT, o PMDB leva vantagem. Entre PR e PSDB, o primeiro leva vantagem.

**TABELA 7: Comparação Par a Par entre Todos os Partidos do Componente Não Explicado da Técnica de Decomposição de Diferenciais**

	PMDB	PT	PSDB	DEM	PR	PP
PMDB	-					
PT	PMDB	-				
PSDB	PSDB	PSDB	-			
DEM	PMDB	PT	PSDB	-		
PR	PR	PR	PR	PR	-	
PP	PP	PP	PP	PP	PR	-

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

O partido que mais obteve melhoras nos gastos municipais na saúde foi o PR, seguido logo depois pelo PP, PSDB, PMDB, PT e DEM. É importante salientar que a análise feita aqui não significa que os gastos seguem essa ordem apresentada. O que a tabela nos diz é que, controlados para todas as variáveis incluídas no modelo apresentado na metodologia, os componentes que não podem ser explicados pela regressão mostram que o PR teve uma tendência de aumento dos gastos maior que os demais. Isso não diz que o partido que mais gasta na saúde é o PR, mas sim que no período compreendido entre 2002 e 2006 ele foi o que mais aumentou seus gastos médios, e isso pode ser comprovado pela leitura da tabela 4 apresentada no começo desse tópico.

Agora, com o objetivo de corroborar os resultados encontrados, apresentamos as estatísticas descritivas e a decomposição de diferenciais para os partidos separados por visão ideológica.

<sup>19</sup> A decomposição para os demais partidos não apresentados no corpo do texto encontram-se no anexo do artigo.

**TABELA 8: Médias das Variáveis Utilizadas no Modelo de Decomposição de Diferenciais para os Partidos Analisados na Opção 2 de Variáveis Políticas**

Variáveis / Ideologia	DIREITA		CENTRO		ESQUERDA	
	2002	2006	2002	2006	2002	2006
<i>gasto</i>	125.71	245.06	129.53	250.60	131.00	235.53
<i>d1recprop</i>	0.1417	0.1876	0.1479	0.1895	0.1542	0.1896
<i>pibpc</i>	5049.14	8138.25	5443.76	8942.00	6167.59	8746.22
<i>govpc</i>	0.9182	1.4436	0.9458	1.4799	1.0319	1.5063
<i>fossapc</i>	0.4966	0.4833	0.5211	0.5055	0.4868	0.5044
<i>cons</i>	1.8935	1.8691	1.9962	2.0283	1.8697	1.9428
<i>psf</i>	0.4328	0.7574	0.4810	0.7601	0.4016	0.7107
<i>pambqpc</i>	11.3834	11.5151	11.8456	12.0736	11.2634	11.9582
<i>lmunpc</i>	0.0007	0.0007	0.0006	0.0006	0.0005	0.0006
<i>vmedintpc</i>	0.0195	0.0177	0.0173	0.0162	0.0133	0.0156
<i>assmedpc</i>	0.1514	0.1793	0.1681	0.2346	0.2642	0.2434
<i>dagl</i>	0.0749	0.0750	0.0926	0.0968	0.1258	0.1105
<i>dnorte</i>	0.0913	0.0722	0.0764	0.0790	0.0770	0.0991
<i>dnordeste</i>	0.3648	0.3818	0.2900	0.2599	0.2529	0.2819
<i>dsul</i>	0.2199	0.1829	0.2050	0.2385	0.2401	0.2380
<i>dcentro</i>	0.0567	0.0802	0.1061	0.0868	0.0745	0.0837

**Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.**

As médias dos partidos por diferenciação ideológica ajudam a fortalecer os resultados encontrados na análise anterior. Do mesmo modo que o PT em 2002 gastava mais com saúde que os demais partidos, aqui também os de visão esquerdista gastam um pouco mais que os de centro e os de direita. Além disso, eles são os únicos que em 2002, na média, já aplicavam recursos próprios na saúde acima do especificado para 2004. Assim como para o PT, a pressão para aumento de gastos nesse grupo foi menor, pois já se enquadravam na EC-29. Pela decomposição de diferenciais fica claro também notar a mesma dinâmica<sup>20</sup>.

<sup>20</sup> Assim como para a opção 1 de análise política, todas as regressões utilizadas na decomposição de diferenciais encontram-se no anexo do artigo.

**TABELA 9: Técnica de Decomposição de Diferenciais para Opção 2 de Variáveis Políticas – Referência Partidos de DIREITA**

<b>Diferenças DIREITA a:</b>	<b>ESQUERDA</b>	<b>CENTRO</b>
Termo (a)	6.02	-0.02
Termo (b)	0.33	-1.54
Total explicado (a+b)	6.35	-1.56
Termo (c)	-12.46	-14.77
Termo (d)	16.09	15.32
Total não explicado (c+d)	3.62	0.55
<b>Total decomp. E=(a+b+c+d)</b>	<b>9.97</b>	<b>-1.02</b>
% explicada (a+b) / E	63.7%	153.8%
% não explicada (c+d) / E	36.3%	-53.8%
Diferença Real 2002 (g)	-5.30	-3.83
Diferença Real 2006 (h)	9.51	-5.54
<b>Total Diferença Real F=(g-h)</b>	<b>14.81</b>	<b>-1.72</b>
<b>Vantagem não explicada</b>	<b>DIREITA</b>	<b>DIREITA</b>

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

Há maior tendência de melhoria no *quantum* de gastos públicos para os partidos de direita *vis a vis* os demais, principalmente na comparação com os de esquerda. Lembramos que dentre os partidos de direita situam-se o PR e PP, justamente os que mais aumentaram seus gastos no período e aqueles que possuíam menor porcentagem de recursos próprios aplicados na saúde.

Essa análise, portanto, só vem a reiterar o que foi dito na opção 1 da análise de variáveis políticas, agora estendendo a conclusão para uma série maior de partidos denominados por visões ideológicas distintas: partidos de esquerda se empenharam menos no aumento dos gastos públicos entre 2002 e 2006 pois já empenhavam recursos próprios no montante definido por lei. As diferenças existentes entre estes e os partidos de direita e de centro parecem ser, portanto, no sentido de adequação em relação às pressões legislativas do governo federal por parte dos de direita. Se existia diferença de direcionamento de recursos, o mesmo se dissipou. Apresentaremos agora uma avaliação a partir de uma regressão quantílica, que nos permitirá discutir essa questão a partir de um outro ponto de vista.

### 2.5.2. Regressões quantílicas

Para averiguar os determinantes dos gastos com saúde utilizamos regressões quantílicas para três quantis diferentes nos dois anos de estudo, 2002 e 2006, buscando captar os determinantes de gastos para os municípios que gastam menos *per capita* (quantil 0.10), municípios que gastam na mediana *per capita* (quantil 0.50) e municípios que tem um nível elevado de gastos *per capita* (0.90). Os resultados são apresentados na tabela 6. Os primeiros valores são os dos coeficientes e os valores em parênteses são a estatística “t” das variáveis.

A análise foi feita para a primeira opção de variáveis políticas, por partido. A análise para a opção 2, por visões ideológicas, revelou resultados iguais tanto para as variáveis políticas quanto as demais. Sendo assim, optamos por analisar no corpo do texto apenas o resultado da primeira, deixando a segunda em tabela no anexo do artigo.

É importante saber se os coeficientes nos dois anos estudados são estatisticamente diferentes. Desse modo poderemos constatar se as variáveis exibiram tendência de modificação de relevância na explicação dos gastos com saúde. Aplicamos teste t para todas as variáveis do modelo, comparando o coeficiente do ano de 2006 com o coeficiente do ano de 2002. Pela análise, todos os coeficientes de variáveis que se mostraram relevantes no modelo, com pequenas exceções são estatisticamente diferentes entre os anos<sup>21</sup>. Uma análise comparativa entre os coeficientes dos quantis no mesmo ano, para verificar a diferença entre eles, poderia também ser necessária. Porém, pela magnitude e desvio-padrão dos mesmos já pode-se concluir que eles são estatisticamente diferentes entre os quantis.

---

<sup>21</sup> Os resultados do teste de estatística t para as variáveis estão na tabela A.12 no anexo.



**TABELA 10: Regressão Quantílica para a opção 1 de Variáveis Políticas para os anos de 2002 e 2006 – quantil 0.10, 0.50 e 0.90.**

Variáveis	2002			2006		
	.10	.50	.90	.10	.50	.90
<i>d1.recprop</i>	11.60* (8.60)	14.87* (20.52)	18.47* (6.32)	21.61* (9.79)	31.10* (13.27)	41.10* (6.73)
<i>pibpc</i>	0.0024* (16.64)	0.0028* (25.01)	0.0040* (13.83)	0.0022* (14.45)	0.0029* (27.73)	0.0041* (20.38)
<i>govpc</i>	23.16* (5.49)	46.61* (24.04)	79.17* (12.53)	18.04* (5.86)	37.34* (13.79)	67.56* (9.03)
<i>fossapc</i>	10.87* (2.60)	5.71** (2.29)	3.44 (0.49)	12.23* (2.84)	15.77* (3.20)	10.23 (0.91)
<i>cons</i>	-0.28 (-0.11)	-0.23 (-1.04)	-0.50 (-1.21)	0.70 (0.85)	1.99** (2.41)	0.63 (0.46)
<i>psf</i>	20.79* (9.46)	14.80* (10.74)	9.55** (2.48)	33.20* (10.13)	24.64* (7.05)	19.72** (2.40)
<i>pambqpc</i>	0.47* (2.73)	1.27* (14.42)	2.75* (11.80)	0.51** (2.49)	1.68* (10.82)	3.59* (10.83)
<i>lmunpc</i>	6198.08* (9.83)	8066.09* (23.35)	8179.48* (8.55)	9522.27* (12.92)	10312.53* (14.61)	13158.26* (8.06)
<i>vmedintpc</i>	41.60 (0.96)	765.65* (51.01)	980.06* (39.82)	1284.76* (11.02)	1987.46* (32.35)	2598.35* (22.06)
<i>assmedpc</i>	1.73 (0.59)	15.39* (7.96)	29.56* (5.56)	12.57* (3.68)	35.48* (9.96)	54.38* (7.15)
<i>dagl</i>	-8.09* (-2.96)	-1.68 (-1.01)	-1.46 (-0.32)	-16.73* (-5.53)	-15.00* (-4.33)	-0.46 (-0.06)
<i>dnorte</i>	-24.58* (-6.13)	-10.42* (-4.45)	2.71 (0.39)	-21.97* (-5.43)	-15.60* (-3.23)	2.23 (0.19)
<i>dnordeste</i>	-8.17* (-2.88)	-2.01 (-1.30)	5.03 (1.19)	-11.44* (-3.82)	-4.23 (-1.31)	13.90*** (1.84)
<i>dsul</i>	-3.50 (-0.95)	-7.84* (-3.96)	-13.02* (-2.28)	-7.94** (-2.14)	-19.07* (-4.77)	-22.77** (-2.35)
<i>dcentro</i>	-5.49 (-1.33)	-0.46 (-0.20)	-4.43 (-0.65)	-5.94 (-1.48)	-4.07 (-0.90)	5.26 (0.47)
<i>dgov</i>	2.39 (1.21)	-0.25 (-0.21)	-3.83 (-1.21)	0.15 (0.07)	1.02 (0.39)	-8.79 (-1.37)
<i>dpmdb</i>	-4.43 (-1.07)	-15.76 (-0.45)	-27.66* (-3.78)	0.64 (0.19)	1.66 (0.40)	2.89 (0.29)
<i>dpsdb</i>	-2.40 (-0.57)	-13.51 (-1.43)	-24.42* (-3.34)	1.65 (0.45)	3.16 (0.72)	6.66 (0.62)
<i>ddem</i>	-1.28 (-0.31)	-15.01** (-2.41)	-17.97** (-2.42)	0.87 (0.23)	1.77 (0.40)	5.22 (0.51)
<i>dpr</i>	1.33 (0.24)	-13.32 (0.31)	-28.64* (-2.95)	7.87 (1.83)	8.90*** (1.75)	27.58 (1.29)
<i>dpp</i>	-5.31 (-1.19)	-17.47* (-6.32)	-25.75* (-3.24)	0.93 (0.24)	3.09 (0.66)	4.31 (0.40)
<i>doutros</i>	-4.98 (-1.22)	-16.13* (-6.33)	-26.23* (-3.61)	1.18 (0.36)	4.64 (1.21)	8.26 (0.90)
<i>constante</i>	10.03 (1.58)	3.32 (0.95)	-5.68 (-0.55)	14.92** (2.20)	-23.17* (3.22)	-65.17* (-3.45)
Pseudo-R2	0.2320	0.3515	0.4284	0.3136	0.3987	0.4589
Observações		3148			3089	

\* / \*\* / \*\*\* Significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

As variáveis sócio-econômicas mostraram-se significantes com os sinais previstos. Somente a variável *fossapc*, relacionada ao número de fossas sépticas, não foi significativa para o perfil superior de gastos nos dois anos da pesquisa. Essa não relevância é esperada, visto que tal variável está relacionada a populações mais carentes, que não possuem

sistema de esgoto sanitário. Portanto, é razoável supor que municípios que dispõem maiores gastos per capita na saúde possuem situação sócio-econômica privilegiada em relação aos demais. Dessa maneira, nesses municípios o uso de fossas sépticas é menor e não relevante para os gastos com saúde.

As demais – recursos próprios, PIB *per capita* e participação da máquina pública – mostraram tendência positiva e crescente de acordo com os quantis de gastos. Ou seja, quanto maior o perfil de gastos do município na saúde, mais um incremento na variável independente vai influenciar os valores da variável dependente (gastos). É interessante analisar a mudança de magnitude dos indicadores para essas variáveis. Mesmo constatando que estatisticamente a magnitude do PIB *per capita* difere nos anos, a mudança não é significativa, mostrando que a variável influencia de maneira muito próxima os gastos com saúde nos dois anos.

A variável de participação do governo *per capita* mostrou uma pequena queda entre 2002 e 2006. Ou seja, o tamanho da participação municipal perde um pouco a importância na definição da saúde. Mesmo assim, ela continua a ser bastante relevante para a direção dos gastos, mostrando a importância da arrecadação municipal de impostos para a rubrica. Interessante ainda é que quanto maior o quantil de gastos, mais importante é essa arrecadação.

Um dos coeficientes principais em nosso estudo é o dos recursos próprios aplicados na saúde (*dIrecprop*). O mesmo já se mostrou relevante para o direcionamento dos gastos no ano de 2002, mas aumentou consideravelmente de magnitude no ano de 2006 – um aumento de aproximadamente 100% nos três quantis estudados.

A importância da participação dos recursos próprios das prefeituras parece ser um dos aspectos mais importantes no crescimento dos gastos com saúde no intervalo de quatro anos dos dados. Com isso, constatamos que a EC-29 foi primordial para esse resultado, e o mais interessante é que tal lei não afetou somente as prefeituras com menor nível de gastos. O crescimento não foi concentrado apenas no quantil inferior, acontecendo com a mesma magnitude nos perfis mediano e superior. Ou seja, os municípios aumentaram seus recursos de maneira uniforme, não existindo para essa rubrica diferença nos quantis.

Dentre as variáveis de saúde, todas mostraram significância, com exceção de número de consultas, que só foi importante no quantil mediano do ano de 2006. Afóra isso, as demais

variáveis mostram-se todas com os sinais esperados. A evolução dos valores conforme muda os quantis de gastos é digna de nota. No caso do Programa de Saúde da Família (PSF), quanto menor o nível de gastos com saúde municipal, maior o aumento de gastos com saúde com o incremento de 1% na população atendida. Municípios que gastam mais com saúde precisam despende menor valor de recursos para aumentar o atendimento. Ou seja, os custos de se aumentar o atendimento da população aos programas de saúde da família é inversamente proporcional ao montante gasto.

O mesmo argumento não vale para produção ambulatorial, leitos municipais e valor médio da internação. Nesses casos, prefeituras que gastam mais tendem a despende maior valor de recursos ao aumentar uma unidade *per capita* dessas variáveis. O aumento marginal é maior quando gradativamente vamos aumentando o quantil de gastos. Há, nesses casos, encarecimento dos serviços conforme aumenta o padrão de gastos municipais. Discutiremos mais sobre esse encarecimento logo adiante, quando explicarmos sobre a *dummy* de aglomeração.

Encontramos ainda influência positiva da variável que mede a quantidade de indivíduos com assistência médica privada no município (*assmedpc*). Ou seja, municípios onde há maior número de cidadãos com acesso a planos privados de saúde também gastam mais com saúde. A explicação disso pode advir da correlação no espaço entre redes privada e públicas de saúde. Além disso, a rede privada funciona como uma assistência complementar da rede pública, sendo muitas vezes delegada a aquelas o atendimento dos municípios, com o SUS pagando o mesmo. Assim, é razoável supor que aumento de assistência privada provoque um aumento na intervenção municipal na saúde.

A *dummy* de aglomeração é relevante para o nível de gastos do quantil inferior no ano de 2002 e quantis inferior e mediano no ano de 2006, mostrando que o tamanho e inserção regional da população são relevantes na definição dos gastos. O valor do coeficiente é negativo, e diminui de magnitude à medida que aumentamos o quantil de gastos. Esse é um resultado bastante interessante, visto que nos mostra que há uma tendência para as aglomerações urbanas de gastarem menos municipalmente com saúde em comparação às cidades pequenas, não localizadas nessas aglomerações, mostrando uma certa economia de aglomeração.

Na verdade, municípios que estão fora de aglomerações urbanas na maioria das vezes não possuem atendimentos especializados na assistência à saúde em suas jurisdições. Dessa maneira, as cidades pertencentes a aglomerações mesmo que também não o possuam absorvem economias do maior município desse espaço geográfico que possui serviços de alta complexidade. Esses municípios acabam atuando como *free-riders*, usufruindo de serviços simplesmente por situarem-se nessas regiões.

Em um exercício estatístico com os próprios dados da pesquisa, constatou-se que na média cidades fora de aglomerações gastam 9% a mais em saúde municipal que as cidades dentro desse entorno geográfico. Esse gasto menor pode significar economias de escala espaciais. Ou seja, maior concentração de serviços dentro dessas aglomerações com menor gasto per capita.

É dentro dessa argumentação que voltamos a falar sobre os maiores gastos marginais com as variáveis da saúde nas cidades que têm maior gasto *per capita*. É razoável supor que os municípios pobres dentro das aglomerações consigam exportar os custos de internação para os municípios ricos desse próprio entorno. Por possuírem redes de serviços mais completas e complexas, esses municípios acabam recebendo os custos dos demais, principalmente daqueles mais próximos.

Já para os PSF's – o famigerado Programa de Saúde da Família – não há essa estratégia *free rider* nos municípios mais pobres. Por ser um programa estritamente de atendimento municipal, não há transbordamento de custos – ou externalidades positivas – para outros municípios. Dessa maneira, os municípios mais ricos não são penalizados por possuírem melhor infra-estrutura, conseguindo dessa maneira economias frente aos demais.

Em relação ao controle por regiões, região Sudeste e Centro-Oeste realizam gastos estatisticamente iguais. Em nenhuma das análises de quantis e anos o coeficiente do Centro-Oeste foi significativo, mostrando que as duas regiões são bem próximas quanto ao gasto na saúde. O mesmo argumento não vale para as demais. Nos coeficientes de comparação que se mostraram significativos, pode-se ver que o mesmo sempre é negativo. Ou seja, a região Sudeste gasta comparativamente tanto quanto as demais, pelo menos.

O resultado para as regiões Norte e Nordeste era esperado, mas a região Sul mostrou os coeficientes mais interessantes. O resultado, *vis a vis* o Sudeste, só não foi negativo para o primeiro quantil de gastos no ano de 2002. Lembrando da influência de menores gastos

com saúde nas aglomerações urbanas – municípios mais pobres presentes nessas aglomerações gastam menos que municípios mais pobres fora delas – podemos entender que essa tendência sulina pode advir dessa situação. Essa é a região que possui o maior percentual de municípios presentes em aglomeração urbana (15,18%).

Passando agora para a análise política, começamos com a variável *dgov*, que procura captar a influência entre prefeituras do mesmo partido do governador. Ela não se mostrou significativa para nenhum perfil de gasto, mostrando que não há direcionamento favorecido por pressões partidárias. Nas demais variáveis políticas, o intuito era captar alguma diferença entre os partidos dando ênfase aos mais representativos no cenário nacional (PMDB, PT, PSDB, DEM, PR e PP), sendo o PT o partido de referência na regressão. O resultado mostra uma certa relevância para um direcionamento maior do PT sobre os demais no ano de 2002, principalmente no estrato superior de gastos, mas nenhuma relevância significativa para o ano de 2006.

Esse resultado confirma o argumento exposto pela técnica de decomposição de diferenciais. Nesse período, o partido dos trabalhadores era o único dentre os estudados que realizava gastos com recursos próprios acima do piso da EC-29 para 2004. Ou seja, foi o que menos precisou se adequar posteriormente à lei, e talvez por causa disso esse resultado favorável ao partido esvaiu-se no ano de 2006. Salvo a rara exceção do coeficiente positivo do PR no quantil mediano do último ano, não há qualquer evidência econométrica de diferenças entre os partidos políticos deste então.

Ou seja, parece haver um maior direcionamento de gastos do PT para 2002, o que pode mostrar política mais inclusiva do mesmo nesse ano. Porém, ao governo federal impor numa legislação a destinação de um piso mínimo de recursos próprios para aplicação na rubrica ele acaba com as diferenças partidárias, tornando irrelevante as visões partidárias nos gastos municipais com saúde.

## **2.6. Conclusões**

O advento da promulgação da Constituição Federal de 1988 delegou aos Estados e municípios tarefas fundamentais no direcionamento das políticas públicas de saúde. A evolução das ações do SUS, com o advento de publicação das NOB's, em 1993 e 1996, e

da NOAS, em 2001, vieram cada vez mais comprovar a ação prioritária dos entes municipais nos programas de atenção básica à saúde.

Assim, o objetivo deste artigo foi estudar os determinantes desses gastos municipais com saúde no Brasil, tentando constatar relevâncias regionais, institucionais e políticas no direcionamento de gastos das prefeituras. Estabelecemos para isso grupos de variáveis que se mostraram relevantes através de uma análise fatorial para o controle da análise: variáveis de recursos e sócio-econômica, de saúde, espacial e política. Inicialmente, através da decomposição de diferenciais, procuramos constatar diferenças no padrão e na evolução de gastos por duas visões políticas: a dos maiores partidos nacionais – PMDB, PT, PSDB, DEM, PR e PP – e classificando-os por visão ideológica – direita, esquerda e centro.

Foi possível por esse método estabelecer algumas diferenças significativas entre os gastos políticos. Encontramos que no período 2002-2006 o PR foi o partido que mais aumentou seus gastos com saúde, mas não é verdade que isso significa ser o partido mais ativo na rubrica, visto que em 2002 ele era o que menos gastava. No sentido contrário, o PT foi o partido que menos cresceu seus gastos, visto que era o que mais despendia em 2002 e em 2006 foi o que menos gastos realizou. Na verdade, a explicação, a nosso ver, recai sobre a adequação à emenda constitucional 29 (EC-29). Como em 2002 o PT era o único que realizava gastos acima do piso mínimo estabelecido para 2004, foi o que menos precisou se adequar às pressões federais.

Mostra-se, portanto, que em 2002 o PT se diferenciava por uma política mais ativa na área da saúde pública, mas que perdeu destaque pela pressão legislativa federal. Na visão por gestões públicas partidárias, corroboramos esse resultado, mostrando que os que menos aumentaram os gastos no período foram os partidos de esquerda, justamente os únicos que na média aplicavam acima de 15% de recursos próprios na saúde em 2002.

Em uma segunda etapa analisamos os gastos através do método de regressão quantílica. O intuito era o de controlar os municípios quanto à heterogeneidade dos mesmos e analisar diferenças nos determinantes para diferentes quantis de gastos. Analisamos os gastos para os quantis baixo (0.10), mediano (0.50) e alto (0.90) nos anos de 2002 e 2006.

Constata-se relevância das variáveis sócio-econômicas incluídas, mostrando que o PIB municipal, a infra-estrutura sanitária – personificada na variável relativa ao número de fossas sépticas – e o tamanho da participação do governo no município são relevantes para

explicar os gastos com saúde. Ademais, como um dos pontos mais importantes, constatamos um grande crescimento de importância do ano de 2002 para 2006 da porcentagem de recursos próprios aplicados na saúde.

Associamos essa importância à EC-29, de 2000. Por nossos resultados, a pressão surtiu efeito, visto que na média as prefeituras aumentaram nesses quatro anos 106% a influência dos recursos próprios nos gastos com saúde.

Quanto às variáveis de saúde, encontra-se relevância decrescente nos quantis para PSF e crescente para as demais. O resultado encontrado para essas variáveis torna-se intuitivo quando analisamos o valor do coeficiente da dummy para aglomeração urbana. O valor negativo da mesma mostra que existem economias nas cidades localizadas em grandes aglomerados populacionais, em particular os municípios mais pobres desse entorno, que exportam recursos para os mais ricos numa atitude típica de um *free rider*.

Sendo assim, os municípios mais ricos que recebem atendimento de outros próximos ao seu entorno levam desvantagem, sendo exatamente os que necessariamente são obrigados a realizar maiores gastos per capita com saúde. Para o caso da PSF, onde o valor é decrescente, a lógica é inversa. Por ser um serviço estritamente municipal, não há exportação de serviços, e por isso os municípios mais pobres necessitam de gastos maiores por não possuírem economias de escala.

Para regiões políticas, as mais próximas foram a Sudeste e a Centro-Oeste, com nenhum coeficiente significativo para a segunda na comparação com a primeira. Já as demais mostraram, em alguns momentos, coeficientes negativos na comparação com o Sudeste, o que é intuitivo para o Norte e Nordeste, mas nem tanto para a região Sul. Aliás, foi essa a que mostrou maior significância negativa na comparação.

Quanto às variáveis políticas, a que capta coordenação Estado-município, quando procuramos captar influência de o governador ser do mesmo partido do prefeito, não foi importante em nenhum quantil dos anos. Para o caso dos partidos, constatamos ainda uma certa relevância a favor do PT no ano de 2002, mas ausência da mesma para o ano de 2006, o que corroborou o resultado da decomposição de diferenciais de maiores gastos para o PT no primeiro ano da pesquisa.

Em suma, registramos alguma política mais ativa do PT para 2002, principalmente pelo mesmo já se adequar ao piso da EC-29 proposto para 2004 no ano de 2002. Após isso, os demais partidos precisaram realizar aumento de gastos para também se adequar a esse piso, o que fez com que não houvesse mais diferenças significativa entre tais em 2006. O resultado encontrado parece evidenciar uma situação clara de grande influência de pressões institucionais nos municípios e certa irrelevância dos partidos na gestão pública de saúde. Vale lembrar que, nesse caso, o resultado aqui apresentado assemelha-se em grande monta ao encontrado por Arretche & Marques (2002).

Além disso, devemos lembrar também das necessidades regionais, dando ênfase à localização em grandes aglomerações urbanas detentoras de economias de escala, e de possibilidade de influência de grupos sociais locais, como sindicatos trabalhistas e associações comunitárias. No caso das aglomerações, sabe-se que há uma influência das aglomerações nas definições dos gastos municipais, e essa constatação abre um espaço para um campo de pesquisa no âmbito espacial do orçamento em saúde. No caso das interações sociais, não foram inclusos no modelo por falta de dados para o período considerado, mas podem exercer também pressão fundamental no direcionamento dos gastos com saúde. Fica então a observação e a possibilidade de abertura de nova agenda de pesquisa na área.

Porém, para o que se vale nosso trabalho, achamos relevante constatar a grande importância dada aos fatores institucionais. A existência de gestões ditas diferentes nos tantos partidos analisados parecia importante principalmente na diferença existente entre o PT e os demais em 2002, mas a EC-29 pode ter diluído essa diferenciação, tornando irrelevante, pelo menos no que tange à saúde, qual o partido governante no nível municipal.

Ademais, como possível agenda futura de pesquisa, citamos métodos de econometria espacial. A dependência encontrada nas variáveis regionais pode demonstrar relações importantes que só essa técnica pode ajudar a resolver. Contudo, acreditamos que a contribuição do trabalho dá-se em grande monta nesses resultados. A averiguação de grande influência de pressão federal e de localização regional e a pouca relevância política no orçamento da saúde pode ser um fator primordial para as próximas políticas públicas a serem implantadas na área e em uma maior compreensão do ambiente de saúde municipal.



## 2.7. Bibliografia

ALTONJI, J. G.; BLANK, R. M. Race and gender in the labor market. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). *Handbook of labor economics*. North-Holland: Elsevier Science, 1999. v. 3.

ARRETCHE, M.; MARQUES, E. Municipalização da saúde no Brasil: diferenças regionais, poder do voto e estratégias de governo. *Revista Ciência e Saúde Coletiva*, São Paulo, v. 7, n. 3, p. 455-479, 2002.

BAUM, C. F. *An introduction to modern econometrics using stata*. Texas: Stata. 2006. 341 p.

BAUM, C. F.; SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. *Instrumental variable and GMM: estimation and testing*. Boston: Department of Economics Boston College, 2003. (Working paper, 545).

BRASIL. Lei nº 8.142, de 28 de dezembro de 1990. Dispõe sobre a participação da comunidade na gestão do Sistema Único de Saúde (SUS) e sobre as transferências intergovernamentais de recursos financeiros na área da saúde e dá outras providências. In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Legislação do SUS*. Brasília: 2003. p. 38.

BRASIL. Portaria nº 2.203, de 5 de novembro de 1996. Dispõe sobre a Norma Operacional Básica do Sistema Único de Saúde. In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Legislação do SUS*. Brasília: 2003. p. 49-86.

BRASIL. Emenda Constitucional n. 29, de 13 de dezembro de 2000. Altera os artigos 34, 35, 156, 160, 167 e 198 da Constituição Federal e acrescenta artigo ao ato das disposições constitucionais transitórias, para assegurar os recursos mínimos para o financiamento das ações e serviços públicos de saúde. In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Legislação do SUS*. Brasília: 2003. p. 232

BRASIL. Portaria GM/MS n. 95, de 26 de janeiro de 2001. Cria a Norma Operacional da Assistência à Saúde – NOAS/SUS 01/2001. In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Legislação do SUS*. Brasília: 2003. p. 235-266.

BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 33, n. 1, p. 88-126, Winter, 1998.

CALIARI, T., ABREU, B. V. Sem partidos, sem região e com a federação: gastos em saúde no estado de Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 13., 2008, Diamantina. *Anais...* Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2008. p. 76-77.

CORNÉLIO, R. R. *A formulação da decisão no nível estratégico de uma organização pública: um estudo sobre o processo decisório na SMS-RJ*. 1999. 131 f. Dissertação (Mestrado) - Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 1999.

KOENKER, R.; BASSET, G. Regression quantiles. *Econometrica*, Chicago, v. 45, n. 1, p.33-50, jan. 1978.

MALIK, A. M. Planejamento, financiamento e orçamento da saúde. In: ARANHA, M. L.; TOJAL, S. B. B. (Org.). *Manual conceitual do aluno do curso de especialização à distância em Direito Sanitário*. São Paulo: Fiocruz, 2002. p. 159-173.

OAXACA, R. L. Male-female wages differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, Philadelphia, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct., 1973.

STATA CORP - STATA *Statistical software*: release 10. College Station, TX: StataCorp LP. 2008.

## 2.8. Anexos

**TABELA A.1: Teste “C” para Exogeneidade das Variáveis do Setor Saúde e Recursos Próprios Aplicados em Saúde (*recprop*)**

Variáveis	teste "C"	p-valor
<i>recprop</i>	23.820	0.000
<i>cons</i>	0.230	0.774
<i>psf</i>	0.768	0.158
<i>pambqpc</i>	0.557	0.455
<i>lmunpc</i>	0.342	0.639
<i>vmedintpc</i>	0.257	0.731
<i>assmedpc</i>	0.528	0.503

Número de observações: 6192

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvim. Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.2: Regressão MQO para a Opção 1 de Variáveis Políticas - Análise de Decomposição de Diferenciais (2002)**

Variáveis	Partidos					
	PMDB	PT	PSDB	DEM	PR	PP
<i>recprop</i>	173.14*	285.96*	190.99*	141.60*	97.53***	253.64*
<i>pibpc</i>	0.002*	0.001	0.004*	0.002*	0.006*	0.002
<i>govpc</i>	60.29*	114.07***	60.11*	70.63*	56.54**	87.04*
<i>fossapc</i>	9.06	-30.72	18.36***	7.22	-2.07	4.16
<i>consultas</i>	0.14	8.95***	4.08***	-2.53*	3.84	2.14
<i>psf</i>	10.86*	-6.61	17.97*	24.70*	3.00	22.66*
<i>pambqpc</i>	1.27*	2.27	1.35*	1.48*	0.24	0.84
<i>lmunpc</i>	4752.88*	2681.13	5258.71*	7794.75*	10782.88*	9208.84*
<i>vmedintpc</i>	956.20*	1423.33*	627.78*	678.60*	802.04*	61.78
<i>assmedpc</i>	13.81	24.20***	-1.07	17.21**	-13.94	-4.53
<i>dagl</i>	0.86	18.85	-7.13	-0.05	27.98	-7.22
<i>dnorte</i>	-24.57*	-23.13	-10.85	-41.00*	-48.74*	-24.74**
<i>dnordeste</i>	-11.68*	30.50**	-2.48	-9.28**	-2.59	3.86
<i>dsul</i>	-20.63*	21.79	-9.80	-25.73*	-19.16	-0.06
<i>dcentro</i>	-7.06	44.05***	-15.12	-16.01**	-28.31	18.80***
<i>constante</i>	-12.11	-93.47***	-43.17**	-27.20**	-5.63	-47.12*
R2	0.5886	0.5530	0.6374	0.6242	0.6958	0.5697
Teste F	37.27	12.71	22.06	41.03	12.89	16.55
Observações	685	134	574	566	130	336

\* / \*\* / \*\*\* Significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.3: Regressão MQO para a opção 1 de Variáveis Políticas - Análise de Decomposição de Diferenciais (2006)**

Variáveis	Partidos					
	PMDB	PT	PSDB	DEM	PR	PP
<i>recprop</i>	360.04*	367.33*	319.95*	490.49*	101.37	303.55*
<i>pibpc</i>	0.002*	0.002*	0.003*	0.002*	0.003*	0.002*
<i>govpc</i>	57.10*	27.23**	36.64*	57.47***	76.37*	66.29*
<i>fossapc</i>	-2.11	29.97	20.77	-17.16	-16.57	29.22
<i>consultas</i>	6.12	0.65	6.13**	11.67**	-0.22	10.48*
<i>psf</i>	31.28*	32.51**	31.80*	16.89***	1.28	53.62*
<i>pambqpc</i>	0.76	0.78	1.43*	2.18**	4.75*	1.88*
<i>lmunpc</i>	8531.96*	9159.12*	10160.15*	5043.69**	4759.93	17547.66*
<i>vmedintpc</i>	1828.39*	2242.78*	1660.70*	2453.43*	3372.57*	481.80
<i>assmedpc</i>	22.25**	69.90*	43.62*	46.42*	18.57	-27.38***
<i>dagl</i>	-9.03	-18.52***	-10.82	10.82	16.61	-31.38*
<i>dnorte</i>	-17.39	-17.79	-9.80	-2.33	-21.01	-80.59*
<i>dnordeste</i>	1.28	12.48	-12.82***	13.14	4.77	-26.37**
<i>dsul</i>	7.14	-18.69	-33.35*	-6.98	-22.82	-20.35
<i>dcentro</i>	23.10	-2.91	-21.51**	30.81***	1.38	-53.68*
<i>constante</i>	-31.92	-28.13	-10.30	-94.46	-40.84	-44.99
R2	0.6616	0.6785	0.6489	0.5557	0.6782	0.6476
Teste F	32.21	26.69	39.50	28.88	25.20	18.59
Observações	567	254	497	400	208	206

\* / \*\* / \*\*\* Significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.4: Técnica de Decomposição de Diferenciais para Opção 1 de Variáveis Políticas – Referência PMDB**

Diferenças PMDB a:	PT	PSDB	DEM	PR	PP
Termo (a)	3.27	8.82	9.94	3.74	2.26
Termo (b)	7.78	6.34	5.03	6.43	-6.62
Total explicado (a+b)	11.05	15.16	14.98	10.18	-4.36
Termo (c)	6.51	-22.79	23.91	-46.03	6.31
Termo (d)	17.82	3.60	4.10	1.94	-13.36
Total não explicado (c+d)	24.33	-19.20	28.01	-44.10	-7.06
<b>Total decomp. E=(a+b+c+d)</b>	<b>35.38</b>	<b>-4.03</b>	<b>42.98</b>	<b>-33.92</b>	<b>-11.41</b>
% explicada (a+b) / E	31.2%	-375.9%	34.8%	-30.0%	38.2%
% não explicada (c+d) / E	68.8%	475.9%	65.2%	130.0%	61.8%
Diferença Real 2002 (g)	-11.47	0.89	3.44	12.70	0.64
Diferença Real 2006 (h)	25.81	16.73	22.27	19.62	1.09
<b>Total Diferença Real F=(g-h)</b>	<b>37.28</b>	<b>15.84</b>	<b>18.83</b>	<b>6.91</b>	<b>0.45</b>
<b>Vantagem não explicada</b>	<b>PMDB</b>	<b>PSDB</b>	<b>PMDB</b>	<b>PR</b>	<b>PP</b>

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.5: Técnica de Decomposição de Diferenciais para Opção 1 de Variáveis Políticas – Referência PSDB**

<b>Diferenças PSDB a:</b>	<b>PMDB</b>	<b>PT</b>	<b>DEM</b>	<b>PR</b>	<b>PP</b>
Termo (a)	-11.84	-9.46	1.09	-6.03	-16.12
Termo (b)	6.93	4.45	3.24	1.56	15.86
Total explicado (a+b)	-4.91	-5.01	4.33	-4.48	-0.26
Termo (c)	17.00	34.03	44.28	-17.47	4.94
Termo (d)	-8.06	10.39	-1.60	-7.95	-21.76
Total não explicado (c+d)	8.94	44.42	42.68	-25.41	-16.83
<b>Total decomp. E=(a+b+c+d)</b>	<b>4.03</b>	<b>39.41</b>	<b>47.02</b>	<b>-29.89</b>	<b>-17.08</b>
% explicada (a+b) / E	-121.7%	-12.7%	9.2%	15.0%	1.5%
% não explicada (c+d) / E	221.7%	112.7%	90.8%	85.0%	98.5%
Diferença Real 2002 (g)	-0.89	-12.36	2.55	11.81	12.11
Diferença Real 2006 (h)	-16.73	9.08	5.55	2.89	-15.63
<b>Total Diferença Real F=(g-h)</b>	<b>-15.84</b>	<b>21.44</b>	<b>2.99</b>	<b>-8.93</b>	<b>-27.75</b>
<b>Vantagem não explicada</b>	<b>PSDB</b>	<b>PSDB</b>	<b>PSDB</b>	<b>PR</b>	<b>PP</b>

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.6: Técnica de Decomposição de Diferenciais para Opção 1 de Variáveis Políticas – Referência PP**

<b>Diferenças PP a:</b>	<b>PMDB</b>	<b>PT</b>	<b>PSDB</b>	<b>DEM</b>	<b>PR</b>
Termo (a)	-2.45	2.43	11.49	10.26	0.06
Termo (b)	0.33	10.84	3.01	1.91	6.41
Total explicado (a+b)	-2.12	13.27	14.50	12.17	6.46
Termo (c)	2.03	-3.40	-19.53	26.50	-38.75
Termo (d)	11.50	36.92	12.41	15.73	9.78
Total não explicado (c+d)	13.53	33.52	-7.12	42.23	-28.97
<b>Total decomp. E=(a+b+c+d)</b>	<b>11.41</b>	<b>46.79</b>	<b>7.38</b>	<b>54.40</b>	<b>-22.51</b>
% explicada (a+b) / E	-18.6%	28.4%	196.5%	22.4%	-28.7%
% não explicada (c+d) / E	118.6%	71.6%	-96.5%	77.6%	128.7%
Diferença Real 2002 (g)	-0.64	-12.11	0.25	2.80	0.00
Diferença Real 2006 (h)	-1.09	24.72	15.63	0.00	0.00
<b>Total Diferença Real F=(g-h)</b>	<b>-0.45</b>	<b>36.83</b>	<b>15.39</b>	<b>18.38</b>	<b>6.46</b>
<b>Vantagem não explicada</b>	<b>PP</b>	<b>PP</b>	<b>PSDB</b>	<b>PP</b>	<b>PR</b>

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.7: Técnica de Decomposição de Diferenciais para Opção 1 de Variáveis Políticas – Referência PR**

Diferenças PR a:	PMDB	PT	PSDB	DEM	PP
Termo (a)	-9.81	-5.25	0.02	0.36	-5.47
Termo (b)	4.81	7.24	5.40	6.88	-7.18
Total explicado (a+b)	-4.99	1.99	5.42	7.24	-12.65
Termo (c)	35.92	39.17	16.15	62.72	44.68
Termo (d)	3.00	28.14	8.32	6.94	-9.52
Total não explicado (c+d)	38.91	67.31	24.47	69.66	35.16
<b>Total decomp. E=(a+b+c+d)</b>	<b>33.92</b>	<b>69.30</b>	<b>29.89</b>	<b>76.90</b>	<b>22.51</b>
% explicada (a+b) / E	-14.7%	2.9%	18.1%	9.4%	-56.2%
% não explicada (c+d) / E	114.7%	97.1%	81.9%	90.6%	156.2%
Diferença Real 2002 (g)	-12.70	-24.17	-11.81	-9.26	12.11
Diferença Real 2006 (h)	-19.62	6.20	-2.89	0.00	-18.52
<b>Total Diferença Real F=(g-h)</b>	<b>-6.91</b>	<b>30.37</b>	<b>8.93</b>	<b>11.92</b>	<b>-30.63</b>
<b>Vantagem não explicada</b>	<b>PR</b>	<b>PR</b>	<b>PR</b>	<b>PR</b>	<b>PR</b>

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.8: Regressão MQO para a Opção 2 de Variáveis Políticas - Análise de Decomposição de Diferenciais (2002)**

Variáveis	Ideologias		
	DIREITA	CENTRO	ESQUERDA
<i>recprop</i>	161.74*	183.74*	183.082*
<i>pibpc</i>	0.0031*	0.0033*	0.0020*
<i>govpc</i>	70.86*	59.13*	47.17*
<i>fossapc</i>	7.48	12.97**	-7.41
<i>consultas</i>	-1.15	0.54	1.18
<i>psf</i>	22.58*	15.52*	11.81**
<i>pambqpc</i>	1.15*	1.42*	2.28*
<i>lmunpc</i>	10611.06*	4958.45*	7164.08*
<i>vmedintpc</i>	55.13	803.99*	1051.06*
<i>assmedpc</i>	6.30	6.82	32.18*
<i>dagl</i>	-7.87***	-3.11	11.84
<i>dnorte</i>	-33.00*	-14.72**	-5.70
<i>dnordeste</i>	-5.02	-7.25**	2.45
<i>dsul</i>	-12.62*	-14.38*	5.82
<i>dcentro</i>	-11.28**	-7.06	7.06
<i>constante</i>	-16.64**	-14.68**	-28.66**
R2	0.5670	0.5969	0.5420
Teste F	52.53	46.32	35.66
Observações	1247	1259	491

\* / \*\* / \*\*\* Significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.9: Regressão MQO para a Opção 2 de Variáveis Políticas - Análise de Decomposição de Diferenciais (2006)**

Variáveis	Ideologias		
	DIREITA	CENTRO	ESQUERDA
<i>recprop</i>	305.76*	341.28*	297.25*
<i>pibpc</i>	0.0026*	0.0023*	0.0024*
<i>govpc</i>	74.22*	48.63*	36.11*
<i>fossapc</i>	2.16	9.94	36.81*
<i>consultas</i>	7.28*	6.19***	-0.10
<i>psf</i>	36.61*	30.15*	46.74*
<i>pambqpc</i>	2.65*	0.99**	0.84**
<i>lmunpc</i>	13092.26*	8840.10*	12869.56*
<i>vmedintpc</i>	836.95***	1786.06*	1438.08*
<i>assmedpc</i>	13.22	39.15*	60.29*
<i>dagl</i>	-0.75	-10.43***	-21.01*
<i>dnorte</i>	-36.78*	-12.98	-21.70***
<i>dnordeste</i>	-6.06	-8.07	-6.75
<i>dsul</i>	-13.53	-20.69*	-14.68***
<i>dcentro</i>	-5.87	-2.03	1.49
<i>constante</i>	-60.12*	-21.18	-14.71
R2	0.5654	0.6453	0.6240
Teste F	52.87	47.15	60.99
Observações	1114	1064	765

\* / \*\* / \*\*\* Significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.10: Técnica de Decomposição de Diferenciais para Opção 2 de Variáveis Políticas – Referência Partidos de ESQUERDA**

Diferenças ESQUERDA a:	DIREITA	CENTRO
Termo (a)	-0.21	-2.64
Termo (b)	-2.70	-2.87
Total explicado (a+b)	-2.91	-5.51
Termo (c)	11.24	-3.06
Termo (d)	-18.30	-2.42
Total não explicado (c+d)	-7.06	-5.48
<b>Total decomp. E=(a+b+c+d)</b>	<b>-9.97</b>	<b>-10.99</b>
% explicada (a+b) / E	29.2%	50.2%
% não explicada (c+d) / E	70.8%	49.8%
Diferença Real 2002 (g)	5.30	1.47
Diferença Real 2006 (h)	14.81	-15.06
<b>Total Diferença Real F=(g-h)</b>	<b>14.81</b>	<b>-16.53</b>
<b>Vantagem não explicada</b>	<b>DIREITA</b>	<b>CENTRO</b>

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.11: Técnica de Decomposição de Diferenciais para Opção 2 de Variáveis Políticas – Referência Partidos de CENTRO**

Diferenças CENTRO a:	DIREITA	ESQUERDA
Termo (a)	0.83	3.07
Termo (b)	-0.38	1.70
Total explicado (a+b)	0.46	4.77
Termo (c)	16.77	2.92
Termo (d)	-16.22	3.30
Total não explicado (c+d)	0.56	6.22
<b>Total decomp. E=(a+b+c+d)</b>	<b>1.02</b>	<b>10.99</b>
% explicada (a+b) / E	45.0%	43.4%
% não explicada (c+d) / E	55.0%	56.6%
Diferença Real 2002 (g)	3.83	-1.47
Diferença Real 2006 (h)	-1.72	15.06
<b>Total Diferença Real F=(g-h)</b>	<b>-1.72</b>	<b>-16.53</b>
<b>Vantagem não explicada</b>	<b>CENTRO</b>	<b>CENTRO</b>

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

**TABELA A.12: Estatística “t” para as Variáveis da Regressão Quantílica (Comparação de Coeficientes dos anos de 2006 e 2002)**

Variáveis	teste t (b2006 = b2002)		
	0.10	0.50	0.90
<i>d1.recprop</i>	16.35	24.76	38.08
<i>pibpc</i>	-15.76	-26.77	-19.88
<i>govpc</i>	10.52	20.13	56.98
<i>fossapc</i>	9.71	14.61	9.92
<i>cons</i>	1.04	2.27	1.00
<i>psf</i>	26.86	20.41	18.56
<i>pambqpc</i>	-1.78	-6.50	-4.71
<i>lmunpc</i>	9513.86	10301.10	13153.25
<i>vmedintpc</i>	1284.40	1975.00	2590.03
<i>assmedpc</i>	12.06	31.16	50.49
<i>dagl</i>	-14.06	-14.52	-0.27
<i>dnorte</i>	-15.89	-13.44	2.00
<i>dnordeste</i>	-8.71	-3.61	13.23
<i>dsul</i>	-7.00	-17.11	-21.43
<i>dcentro</i>	-4.57	-3.97	5.66
<i>dgov</i>	-0.97	0.92	-8.19
<i>dpmdb</i>	1.96	5.46	5.67
<i>dpsdb</i>	2.30	6.24	8.93
<i>ddem</i>	1.21	5.16	6.98
<i>dpr</i>	7.56	11.52	28.92
<i>dpp</i>	2.30	6.82	6.70
<i>doutros</i>	2.70	8.85	11.12
<i>constante</i>	13.44	-22.71	-65.47

Valores para o teste t: Significância 1% = 2,576 /  
Significância 5% = 2,326 / Significância 10% = 1,645.  
Núm. obs.: 3148 (2002) e 3089 (2006)

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.



**TABELA A.13: Regressão Quantílica para a Opção 2 de Variáveis Políticas para os anos de 2002 e 2006 – quantil 0.10, 0.50 e 0.90.**

Variáveis	2002			2006		
	.10	.50	.90	.10	.50	.90
<i>d1.recprop</i>	11.69* (8.93)	15.09* (18.85)	19.03* (5.94)	21.74* (10.00)	31.35* (15.62)	40.08* (6.28)
<i>pibpc</i>	0.0026* (18.36)	0.0028* (22.74)	0.0036* (11.50)	0.0022* (14.68)	0.0029* (32.89)	0.0042* (20.69)
<i>govpc</i>	21.34* (5.26)	45.35* (21.01)	84.04* (12.43)	17.72* (5.94)	36.41* (15.77)	69.17* (9.11)
<i>fossapc</i>	7.20*** (1.74)	4.51*** (1.74)	6.16 (0.82)	12.52** (2.42)	15.16* (3.57)	8.53 (0.73)
<i>cons</i>	-0.02 (-0.03)	-0.25 (-1.04)	-0.58 (-1.23)	0.68 (0.84)	2.28* (3.23)	0.50 (0.35)
<i>psf</i>	19.74* (9.13)	15.22* (10.02)	9.71** (2.26)	31.76* (9.96)	25.87* (8.62)	22.03* (2.62)
<i>pambqpc</i>	0.46* (2.80)	1.27* (13.16)	2.85* (11.24)	0.54* (2.71)	1.52* (11.48)	3.59* (10.58)
<i>lmunpc</i>	6155.20* (9.92)	8321.53* (21.78)	8003.29* (7.60)	9329.71* (12.03)	10521.41* (17.37)	12833.77* (7.63)
<i>vmedintpc</i>	39.80 (0.96)	757.98* (45.77)	934.16* (34.65)	1341.68* (11.72)	1971.67* (37.50)	2584.40* (21.62)
<i>assmedpc</i>	-0.53 (-0.19)	16.77* (7.78)	30.43* (5.14)	12.63* (3.74)	35.38* (11.60)	49.97* (6.45)
<i>dagl</i>	-8.15* (-3.06)	-2.19 (-1.20)	2.32 (0.46)	-15.68* (-5.33)	-15.48* (-5.23)	2.01 (0.25)
<i>dnorte</i>	-22.13* (-5.67)	-9.07* (-3.51)	1.32 (0.17)	-21.79* (-5.24)	-15.50* (-3.76)	3.34 (0.28)
<i>dnordeste</i>	-8.55* (-3.08)	-1.97 (-1.15)	5.12 (1.02)	-10.70* (-3.63)	-4.71*** (-1.71)	14.49*** (1.84)
<i>dsul</i>	-4.49 (-1.26)	-6.98* (-3.23)	-13.35** (-2.13)	-8.86** (-2.24)	-18.77* (-5.51)	-23.52** (-2.40)
<i>dcentro</i>	-3.53 (-0.90)	1.09 (0.44)	-5.49 (-0.73)	-6.07 (-1.45)	-3.46 (-0.89)	6.14 (0.54)
<i>dgov</i>	2.73 (1.55)	0.25 (0.20)	0.24 (0.07)	1.08 (0.55)	1.06 (0.49)	-8.46 (-1.29)
<i>dpartdireita</i>	3.05 (1.37)	-0.79 (-0.50)	0.93 (0.20)	0.82 (0.38)	0.39 (0.18)	-3.27 (-0.52)
<i>dpartcentro</i>	1.94 (0.85)	-0.41 (-0.26)	-5.35 (-1.16)	-0.11 (-0.05)	-0.30 (-0.13)	-3.30 (-0.48)
<i>doutros</i>	4.83 (1.20)	-2.50 (-0.88)	-5.42 (-0.68)	0.66 (0.14)	4.78 (0.98)	-7.23 (-0.53)
<i>constante</i>	7.55 (1.47)	-10.54* (-3.28)	-32.99* (-3.34)	15.76** (2.50)	-18.71* (-3.22)	-56.39* (-3.07)
Pseudo-R2	0.2302	0.3484	0.4241	0.3128	0.3982	0.4577
Observações		3148			3089	

\* / \*\* / \*\*\* Significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

Fonte dos dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano, DATASUS, IPEADATA e TSE.

### **3 A INFLUÊNCIA DOS MEDICAMENTOS “GENÉRICOS” NOS GASTOS MUNICIPAIS COM MEDICAMENTOS**

#### **3.1. Introdução**

O Sistema Único de Saúde (SUS) foi criado com base no art. 198 da Constituição Federal Brasileira de 1988 (CF-88) e teve seus princípios (universalidade, integralidade e equidade) estabelecidos na Lei Orgânica de Saúde (Lei nº 8.080 de 19/09/1990). No intuito de promover o acesso à saúde, o sistema tem como um de seus programas a distribuição de medicamentos garante o acesso da população de baixa renda a medicamentos de necessidade elevada e a medicamentos de alto custo.

No tocante a essa assistência farmacêutica, a participação das esferas governamentais foi feita de maneira que ficasse a cargo dos municípios a atenção básica à saúde. Nesse ponto, quando falamos de atenção básica à saúde, entendemos que os medicamentos pertencentes a essa linha delimitada pelo governo possuem uma alta correlação com os medicamentos genéricos. Regulamentados no mercado em 1999 pelo governo federal, os genéricos são medicamentos similares aos medicamentos de referência que já tiveram sua proteção patentária expirada. Sendo a indústria farmacêutica dependente fortemente de inovações é de se esperar que produtos que já expiraram suas patentes sejam produtos que envolvem tecnologia e conhecimentos mais difundidos e homogêneos.

Nosso intuito no artigo será analisar as compras públicas municipais de medicamentos para averiguar o aumento de quantidade – e conseqüentemente acesso da população – aos serviços prestados por esses entes federativos. A suposição é a de que o aumento de participação dos genéricos no mercado nacional cause um efeito negativo nos preços, aumentando o poder do município de realizar melhorias quantitativas no tocante a essa política pública. Analisando os gastos reais com medicamentos dos 5.563 municípios brasileiros para o período de 2000 a 2005 e os controlando para variáveis de saúde e variáveis sócio-econômicas, procuramos avaliar por meio de um modelo de dados em painel uma tendência crescente dos gastos reais em medicamentos que poderia ser atribuída ao aumento de participação dos genéricos.

Encontramos relação negativa entre os gastos reais e as variáveis PIB per capita, valor médio das internações, número médio de atendimentos no Programa de Saúde da Família (PSF) e assistência médica privada. Para PIB per capita, acreditamos que sociedades mais ricas tendem a possuir planos de saúde privados, o que diminui a necessidade de atendimento farmacêutico das prefeituras. O mesmo acontece com o coeficiente da assistência médica privada. A relação negativa com valor médio da internação talvez exista porque é da responsabilidade dos municípios atendimentos de atenção básica. Processos mais onerosos e de maior complexidade são bancados por União e Estados. Já para o caso do PSF, parece que o mesmo funciona como uma medida preventiva na assistência farmacêutica, diminuindo a necessidade futura de gastos com a rubrica.

Encontramos ainda coeficiente negativo de municípios pertencentes a aglomerações urbanas, mostrando que nas mesmas pode haver economias de escala e aglomeração nos serviços de assistência farmacêutica. Além disso, a região Sudeste mostrou-se a que menos gasta com medicamentos, muito disso talvez pelas indústrias do setor se situarem em sua maioria nessa região, o que diminui custos de transporte e acirra a concorrência nesses grandes mercados.

Houve evolução nos gastos reais das prefeituras até o ano de 2003, com constância em 2004 e queda para 2005. Constatamos ainda uma relação negativa entre o índice de preços dos medicamentos e a participação dos genéricos no mercado, mostrando ainda que essa relação tende a diminuir com o passar dos anos. Acreditamos ser esse aumento da participação dos medicamentos genéricos o motivo principal do aumento dos gastos no período até 2003 e a queda para 2005. Em vista desses resultados, parece que os genéricos tiveram um impacto significativo nos gastos públicos no início da política, mas que pelo mercado se assemelhar a um oligopólio de Bertrand, esse impacto venha diminuindo com os anos. O impacto marginal dessa classe de produtos está diminuindo, mas houve ganhos com a implementação da política.

O artigo encontra-se dividido em 8 seções, contando com essa introdução. Na seção 2 apresentamos o mercado de saúde e os medicamentos genéricos. A parte 3 mostra a participação governamental na saúde e especificamente nas compras de medicamentos pelo SUS. Nas seções 4 e 5, respectivamente, apresentamos a metodologia utilizada e a discussão dos resultados alcançados. Finaliza o artigo a seção 6, com as conclusões, seguida da referencia bibliográfica na seção 7 e os anexos na 8.

### 3.2. O Mercado e a Indústria Farmacêutica

A indústria farmacêutica tem se destacado como uma das mais inovadoras entre os setores produtivos. As empresas farmacêuticas, principalmente as multinacionais de grande porte, são capazes de gerar, estimular e incorporar aos seus produtos os principais avanços tecnológicos ocorridos nas ciências biomédicas, biológicas e químicas. No Brasil, segundo dados da Pesquisa Industrial de Inovação Tecnológica (PINTEC)<sup>22</sup> do ano de 2000, a indústria de produtos farmacêuticos ocupou a primeira posição no *ranking* dos setores de média / alta intensidade tecnológica, situando-se entre o setor de refino de petróleo (considerado de alta intensidade tecnológica) e a indústria eletrônica básica (Capanema & Filho, 2007).

É parte central da estratégia das grandes empresas do ramo farmacêutico a inovação de produto e a contínua introdução de novos medicamentos no mercado. Tais estratégias exigem intensa atividade em *P&D* em diversos programas de pesquisa. Uma situação comum nesse setor é a constituição de redes de *P&D* organizadas por uma empresa-líder, em geral detentora de elevada capacidade tecnológica, mas também de um eficiente e amplo processo de distribuição e de marketing (Grabowski, 2003).

Isto se reflete obviamente em custos de financiamento elevados para as empresas que atuam na liderança tecnológica do setor. Alguns projetos de pesquisa podem custar US\$ 800 milhões para a obtenção de um único componente ativo ou substância farmacêutica (PhRMA, 2007)<sup>23</sup>. A rentabilidade depende, portanto, da capacidade das empresas de alocar recursos para pesquisa em grande escala e lançar continuamente novos produtos no mercado. Ao adquirir direitos de propriedade intelectual sobre esses produtos, as empresas são capazes de obter lucros extraordinários de monopólio, que são necessários à manutenção dos elevados investimento em *P&D*.

Em 2006, segundo estimativas da *Pharmaceutical Research and Manufacturers of America (PhRMA)*, a indústria farmacêutica investiu, somente nos EUA, cerca de US\$ 42,9

---

<sup>22</sup> Dados fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

<sup>23</sup> *Pharmaceutical Industry Profile 2007* (PhRMA, 2007). Valor para o ano de 2001.

bilhões<sup>24</sup> em pesquisa e desenvolvimento, para uma receita anual de US\$ 274,8 bilhões<sup>25</sup>, ou seja, 15,6% das receitas com vendas em 2006 foram destinadas à pesquisa por firmas associadas à PhRMA (Santos, 2007).

**TABELA 1: Principais Mercados da Indústria Farmacêutica mundial (2004 e 2005)**

País	Dez.2005 (milhões US\$)	Dez.2004 (milhões US\$)	% Crescimento (2005/2004)
EUA	182,712	175,045	4
Japão	60,273	57,627	5
Alemanha	26,743	24,779	8
França	22,406	21,247	5
Itália	14,501	14,513	0
Inglaterra	14,986	15,636	-4
Canadá	11,984	10,523	14
Espanha	10,849	10,253	6
México	7,482	6,448	16
Brasil	6,978	5,039	38
Argentina	2,037	1,806	13

Fonte: IMS MIDAS, MAT dez.2005.

A tabela 1 mostra os principais mercados da indústria farmacêutica em faturamento. Em 2005 o Brasil possuía a décima colocação em tamanho, com uma movimentação de US\$ 6,978 bilhões. Além disso, entre os grandes mercados nacionais, é o país que possui o maior crescimento percentual no período recente: 38% comparando-se os anos de 2005 e 2004. É um mercado ainda pequeno se comparado com a movimentação mundial de US\$ 602 bilhões no setor, mas que possui um grande potencial de crescimento.

Quanto à concentração industrial e origem de capital, dentre as dez maiores multinacionais exportadoras, oito estão sediadas nos EUA. O setor pode ser considerado oligopolista, pois as oito maiores empresas contribuem com cerca de 40% do faturamento mundial em um processo de concentração crescente (Capanema & Filho, 2007). Mostra-se na tabela 2 as

<sup>24</sup> Ibidem.

<sup>25</sup> Dados do IMS Health para o ano de 2006. Disponível em: [http://www.imshealth.com/ims/portal/front/indexC/0,2773,6599\\_5264\\_0,00.htm](http://www.imshealth.com/ims/portal/front/indexC/0,2773,6599_5264_0,00.htm)

dez maiores empresas mundiais, seus respectivos países sede e o faturamento de cada uma no ano de 2006.

**TABELA 2: Maiores Empresas Farmacêuticas, Países Sede e Faturamento (2006)**

Posição	Nome da Empresa	País Sede	Faturamento (milhões US\$)
1	Johnson & Johnson	EUA	53.324
2	Pfizer	EUA	52.415
3	Merck & Co.	Alemanha	22.636
4	Abbott Laboratories	EUA	22.476
5	Wyeth	EUA	20.35
6	Bristol-Myers-Squibb	EUA	17.914
7	Eli Lilly	EUA	15.691
8	Amgen	EUA	14.268
9	Schering-Plough	EUA	10.594
10	Genzyme	Grã-Bretanha	3.187

Fonte: Capanema & Filho (2007)

É comum que as empresas líderes façam segmentações de mercado, estabelecendo unidades de negócios distintas para segmentos de medicamentos genéricos, de prescrição médica (medicamentos de marca ou de referência) e medicamentos *over the counter* (OTC), aqueles nos quais não é necessária prescrição médica. Para nosso caso, os municípios, é esperada uma participação concentrada em grande monta nos medicamentos genéricos por especificidades intrínsecas delegadas a esses entes pelas esferas superiores da administração pública. Veremos o porquê dessa argumentação mais adiante.

### 3.2.1. Os Medicamentos Genéricos

Em fevereiro de 1999 instituiu-se através da lei 9.787 o medicamento genérico no mercado brasileiro. Essa modificação regulatória fez com que, a partir de então, todos os medicamentos passassem a ser denominados pela Denominação Comum Brasileira (DCB), que especifica o nome do fármaco ou princípio farmacologicamente ativo aprovada pelo órgão federal responsável pela vigilância sanitária (ANVISA). A DCB estabeleceu as seguintes tipologias de medicamentos:

- Medicamento de Referência - produto inovador registrado no órgão federal responsável pela vigilância sanitária e comercializado no País, cuja eficácia, segurança e

qualidade foram comprovadas cientificamente junto ao órgão federal competente, por ocasião do registro;

- Medicamento Genérico - medicamento similar a um produto de referência ou inovador, que se pretende ser com este intercambiável, geralmente produzido após a expiração ou renúncia da proteção patentária ou de outros direitos de exclusividade, comprovada a sua eficácia, segurança e qualidade, e designado pela DCB, ou na sua ausência, pela Denominação Comum Internacional (DCI);
- Medicamento Similar - aquele que contém o mesmo ou os mesmos princípios ativos, apresenta a mesma concentração, forma farmacêutica, via de administração, posologia e indicação terapêutica, preventiva ou diagnóstica, do medicamento de referência registrado no órgão federal responsável pela vigilância sanitária, podendo diferir somente em características relativas ao tamanho e forma do produto, prazo de validade, embalagem, rotulagem, excipientes e veículos, devendo sempre ser identificado por nome comercial ou marca;
- Produto Farmacêutico Intercambiável - equivalente terapêutico de um medicamento de referência, comprovados, essencialmente, os mesmos efeitos de eficácia e segurança.

A classificação dos genéricos é assim feita mediante um processo de bioequivalência, que consiste na demonstração de equivalência farmacêutica entre produtos apresentados sob a mesma forma farmacêutica, contendo idêntica composição qualitativa e quantitativa de princípio(s) ativo(s), e que tenham comparável biodisponibilidade, quando estudados sob um mesmo desenho experimental. Ou seja, para fins práticos, o genérico é um medicamento com os mesmos efeitos biológicos do medicamento de referência<sup>26</sup>.

Os medicamentos genéricos são, portanto, produtos similares aos produtos que os referencia, mas que já tiveram sua proteção patentária expirada. Sendo a indústria farmacêutica dependente fortemente de inovações é de se esperar que produtos que já expiraram suas patentes sejam produtos que envolvem tecnologia e conhecimentos mais difundidos e homogêneos. Os medicamentos de referência a esses genéricos são, dessa

---

<sup>26</sup> Disponível em [www.progenericos.org.br](http://www.progenericos.org.br)

maneira, produtos que se encontram há muito tempo no mercado e que, na maioria das vezes, têm marcas reconhecidas, por intermédio de esforços de diferenciação de produto.

O intuito do governo então era a redução do poder de mercado decorrente dessa diferenciação e, assim, obter um menor preço ao consumidor final. O viés pró-barateamento de preços era importante, visto a pressão exercida pelo governo e sociedade na Comissão Parlamentar de Inquérito (CPI) dos medicamentos em 1999. O então ministro da Saúde José Serra freqüentemente se manifestava sobre a necessidade de que:

*“...o acesso à oferta de medicamentos pela população brasileira é uma das condições fundamentais para a implantação de uma política de saúde para o país”<sup>27</sup>.*

É nesse contexto de barateamento de preços dos medicamentos via introdução dos genéricos que baseamos nossas análises. Ao averiguar os gastos reais com medicamentos municipais, supomos existir uma correlação entre um possível aumento do mesmo e o aumento da participação dos genéricos no mercado nacional, indicando que, ao nível público de gastos, a política pretendida tenha sido alcançada. Para corroborar sobre a validação dessa política, mostramos a tabela 3, com as maiores empresas brasileiras nos anos de 1998 e 2005.

Pode-se notar que o mercado nacional era - e continua sendo - bastante oligopolizado, com as 10 maiores empresas controlando 44,2% de participação de mercado em 1998 e 43,6% em 2005. Além disso, para 2005 dos 56,4% restantes, 38% estão distribuídos entre outras 22 empresas. Os demais 18,4% encontram-se pulverizados entre 470 empresas (Capanema & Filho, 2007). Dentre as principais empresas em 1998, somente a Aché possuía capital nacional. Em 2005, cinco empresas possuem participação de capital nacional, a saber: Aché, EMS Sigma Pharma, Medley, Eurofarma, Schering do Brasil e Grupo Castro Marques, sendo que as quatro primeiras citadas são fabricantes de medicamentos genéricos.

---

<sup>27</sup> Relato retirado da CPI dos Medicamentos, 1999, p.141



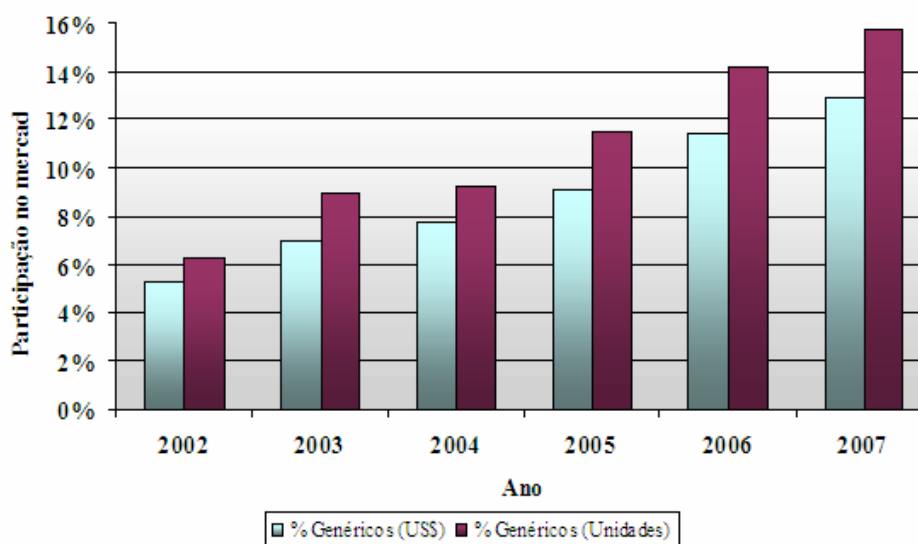
**TABELA 3: Participação no mercado nacional das empresas farmacêuticas (1998 e 2005)**

Empresa	Participação no mercado (1998)	Empresa	Participação no mercado (2005)
Novartis	6.3%	Aché	6.9%
Roche	5.5%	Sanofi-Aventis	6.8%
Bristol-Meyers Squibb	5.4%	EMS Sigma Pharma	5.1%
Hoechst Marion Roussel	5.2%	Pfizer	5.0%
Aché/Prodome	4.7%	Novartis	4.8%
Jansen Cilag	3.7%	Medley	3.7%
Boehringer Ingelheim	3.7%	Boehringer Ing.	2.9%
Glaxo Wellcome	3.5%	Schering Plough	2.9%
Schering Plough	3.2%	Eurofarma	2.8%
Eli Lilly	3.0%	Schering do Brasil	2.7%
Demais empresas	55.8%	Demais empresas	56.4%

Fonte: Callegari (2000) para 1998 e Capanema & Filho (2007) para 2005

Isso demonstra o crescimento da participação de capital brasileiro na própria oferta interna, em muito influenciada pelo crescimento de participação dos genéricos no mercado. A figura 1 mostra a evolução da participação dessa linha de medicamentos no mercado nacional entre os anos de 2002 e 2007.

**FIGURA 1: Participação dos Medicamentos Genéricos no Mercado Nacional (2002-2007)**



Fonte: Pró-Genéricos

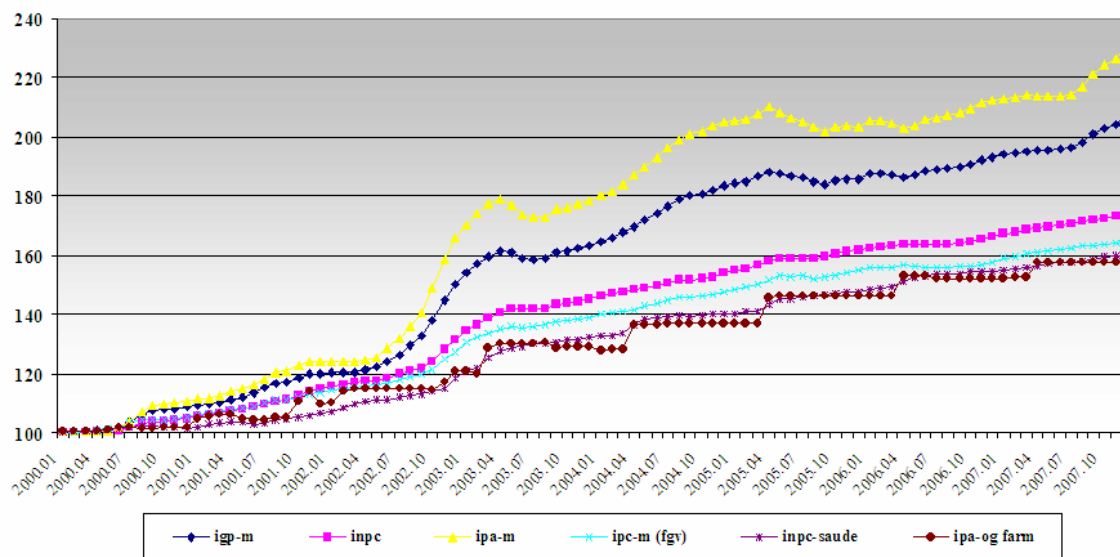
A figura nos mostra a participação dos genéricos em unidades vendidas e em montante em dólares. Pode-se ver que em seis anos o crescimento da participação dos genéricos nos dois quesitos foi de aproximadamente 149%. Em valores, as indústrias do segmento tiveram um movimento 56,5% superior na comparação 2004 e 2005, alcançando US\$ 692,5 milhões em 2005 contra US\$ 442,6 milhões em 2004 (Capanema & Filho, 2007).

### **3.2.2. A formação de preços na indústria**

Como visto na figura 1, a participação dos medicamentos genéricos no mercado nacional têm crescido a uma média de 41,43% durante o período 2002-2007, passando de 4,70% de participação no mercado em janeiro de 2002 para 15,79% em dezembro de 2007. É razoável esperar que esse aumento de *market share* dos genéricos cause algum efeito negativo no nível de preços dos fármacos. O intuito agora é analisar se esse aumento de participação provoca redução no nível de preços ao consumidor final.

Para tanto iniciaremos a análise por meio de uma apreciação da formação de preços na indústria de medicamentos, como forma de escolher o melhor deflator para a análise da formação de preços. Apresentamos abaixo a dinâmica de preços de uma série de indicadores de inflação da economia brasileira. A base é o ano de 2000, mês de janeiro para todos os índices.

**FIGURA 2: Evolução dos índices de inflação no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2007 (Base 100 para janeiro de 2000)**



Fonte: IPEADATA

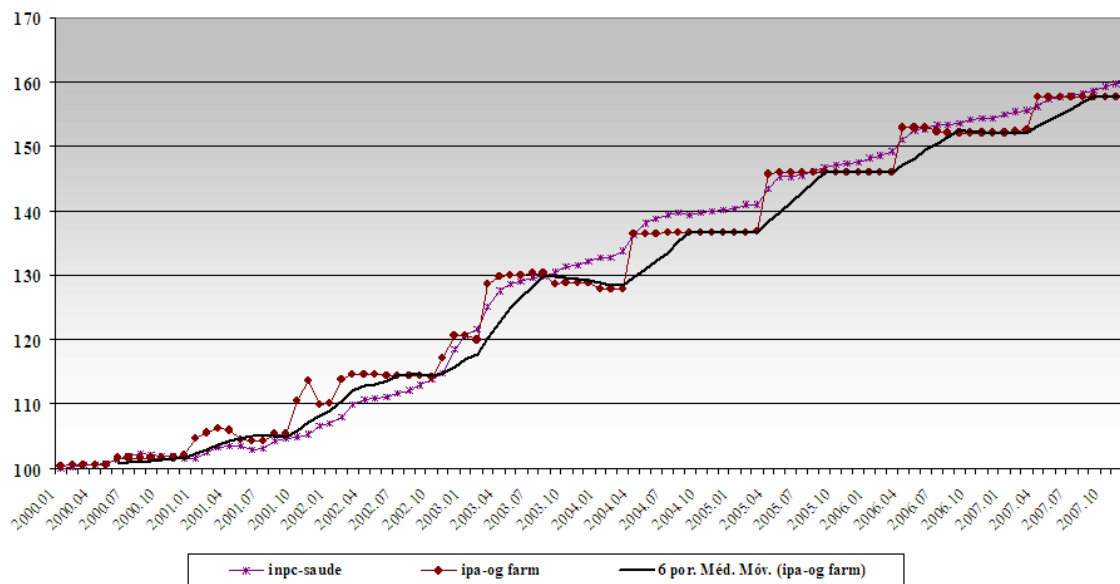
A figura aponta a evolução de quatro indicadores gerais de preços – IGP-M, INPC, IPA-M e IPC-M – além de um indicador que retrata a evolução dos preços no setor de saúde e cuidados pessoais – INPC Saúde – e um que dá ênfase à evolução dos preços de medicamentos – IPA-OG Farmacêuticos.

Destaque deve ser dado aos índices do setor saúde. Como podemos notar, tais deflatores são os que menos cresceram no período de análise, muito por causa do tabelamento imposto pela Agência Nacional de Vigilância Sanitária (ANVISA) através da Câmara de Regulação do Mercado de Medicamentos (CMED). Os preços são regulados para todos os medicamentos através de um preço máximo de venda ao consumidor, e reajustados anualmente, normalmente no mês de março. O IPA-OG Farmacêuticos retrata exatamente essa dinâmica, com constância de preços para o período de um ano e picos nos meses de março de cada ano analisado.

Porém, acreditamos que a dinâmica de mercado não siga exatamente o retratado pelo índice, mas antes seja muito mais parecida com o crescimento do INPC Saúde. Como a regulação do IPA-OG Farmacêuticos é dada pelo preço máximo de venda, acreditamos que a adequação do repasse de preços dos revendedores ao consumidor final não se dê de forma direta e imediata, com vistas a perda de mercado se isso acontecer. Nesse caso, o INPC Saúde parece retratar com mais exatidão a dinâmica real dos preços, com um

crescimento suave dos preços dos medicamentos até atingir o pico, o valor máximo de revenda imposto pelo governo. Vejamos a figura abaixo para entender o argumento.

**FIGURA 3: Evolução do INPC Saúde, IPA-OG Farmacêuticos e média móvel de 6 meses para o IPA-OG Farmacêuticos no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2007 (Base 100 para janeiro de 2000)**



Fonte: IPEADATA

Entendemos que, através do argumento exposto acima, que a evolução dos preços dos medicamentos siga uma dinâmica parecida com a média móvel dos seis últimos meses para o IPA-OG Farmacêuticos, que foi apresentada na figura. Há um repasse suave do aumento de preços ao consumidor, muito disso pelo medo de perda de parcelas de mercado por parte dos vendedores<sup>28</sup>. O INPC Saúde retrata com muita semelhança essa média móvel e, portanto, será o deflator utilizado em nossas análises.

Definido o deflator, analisamos abaixo se a suposição de que o aumento de participação dos genéricos tem efeito negativo no nível de preços é válida através de uma regressão MQO de série temporal da variável dependente INPC Saúde, que representa aqui o índice de inflação dos medicamentos, pela participação dos genéricos no mercado, além de

<sup>28</sup> Acreditamos, com essa afirmação, que não aja a ação deliberada de cartéis no mercado de produtos farmacêuticos, diminuindo assim o conluio para aumento de preços entre os vários vendedores desse mercado.

algumas variáveis que avaliamos relevantes para a determinação do índice de preços<sup>29</sup>. Os valores obtidos para a regressão são apresentados na tabela abaixo.

**TABELA 4: Regressão de série temporal para INPC Saúde em primeira diferença com variáveis explicativas defasadas**

Variáveis	Modelo em primeira diferença
inpcsaude.1	-0.2230** (-2.03)
inpcgeral.1	0.2865*** (1.97)
cambio.1	0.4136 (1.01)
expfarm.1	-0.00542 (0.91)
impfarm.1	0.00112 (-0.79)
prodfarm.1	0.01026** (-2.33)
genunidade.1	-7.8167** (-2.58)
constante	-0.0026 (-0.04)
R2	0.1565
Teste F	12.32
Observações	80

\* / \*\* / \*\*\* Significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

**Fonte dos dados básicos: BACEN, IBGE, IPEADATA e Pró-Genéricos**

Trata-se de uma regressão de série temporal válida pelo teste *F*. Mostram-se os coeficientes e logo abaixo, entre parênteses, a estatística *t* das variáveis. Pela série de câmbio, exportação e importação de produtos farmacêuticos e *market share* dos genéricos possuem raiz unitária – verificada pela aplicação do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>30</sup> – precisamos tornar a série estacionária, e para isso analisamos o modelo através do método de primeira diferença<sup>31</sup>. Modelamos uma regressão de série temporal

<sup>29</sup> A descrição das variáveis, bem como a base de dados as quais elas foram adquiridas encontram na tabela A.1 no anexo do artigo

<sup>30</sup> O teste de raiz unitária ADF é mostrado na tabela A.2 do anexo deste artigo.

<sup>31</sup> Conforme exposto em Johnston & Dinardo (1997), a importância de trabalhar com séries estacionárias é que esta propriedade garante, possivelmente após um período de ajuste inicial, alcançar um equilíbrio dinâmico. Quando o processo está em equilíbrio, qualquer observação, condicionada às observações passadas a ela, tem uma mesma distribuição, ou seja, um

multivariada em que o índice de preços de um período é impactado por seu valor do período passado e pelas demais variáveis também do período precedente. Sendo assim, todas as variáveis utilizadas são defasadas em um período de tempo. Os meses selecionados para a análise foram de janeiro de 2002 a julho de 2008<sup>32</sup>, perfazendo um total de oitenta (80) observações.

Pode-se ver que se mostraram relevantes para a explicação do índice de medicamentos apenas o índice de medicamentos defasado (negativamente), o índice geral de preços (positivamente), o nível de produção interna da indústria (positivamente) e a participação em unidades dos genéricos<sup>33</sup> (negativamente). As demais variáveis, como a taxa de câmbio e as relacionadas ao comércio exterior, mesmo sendo consideradas relevantes para formação de preços em muitas indústrias, não mostraram significância no modelo para a indústria de medicamentos. Ou seja, pela análise da regressão, a política dos genéricos possui maior importância na determinação do nível de preços interno do que variáveis clássicas de determinação de preços. Em suma, existem indícios de que a política do “genéricos” alcançou - mesmo que de forma parcial - seu objetivo principal: a redução de preços.

### **3.3. Amparo Legal e a Participação do SUS no Mercado de Medicamentos**

O texto da Constituição Federal de 1988, no capítulo II, seção II, artigos 196 e 197, diz:

*“A saúde é direito de todos e dever do Estado, garantido mediante políticas sociais e econômicas que visem à redução do risco de doença e de outros agravos e ao acesso universal e igualitário às ações e serviços para sua promoção, proteção e recuperação. São de relevância pública as ações e serviços de saúde, cabendo ao Poder Público dispor, nos termos da lei, sobre sua regulamentação, fiscalização e controle,*

---

subperíodo da série se comporta como outro qualquer. Por isso, a estacionariedade permite estimar parâmetros de um modelo para o processo estocástico. Um dos métodos para tornar essa série estacionária é o método de primeira diferença. Para mais informações sobre séries estacionárias e modelos em primeira diferença, sugerimos a leitura de Enders (1995).

<sup>32</sup> Infelizmente não obtivemos informações para market share dos genéricos para os meses anteriores ao ano de 2002.

<sup>33</sup> Utilizar a participação dos genéricos no mercado em quantidade ou em valor nos fornece os mesmos resultados para a regressão. Optou-se então por oferecer ao leitor os resultados em unidades por mera conveniência.

*devendo sua execução ser feita diretamente ou através de terceiros e, também, por pessoa física ou jurídica de direito privado”.*

Para essa garantia foi criado pela CF-88 o Sistema Único de Saúde (SUS). Do SUS fazem parte os centros e postos de saúde, hospitais - incluindo os universitários, laboratórios, hemocentros (bancos de sangue), além de fundações e institutos de pesquisa. Através do SUS todos os cidadãos têm direito a consultas, exames, internações e tratamentos nas Unidades de Saúde vinculadas, sejam públicas (da esfera municipal, estadual e federal), ou privadas, contratadas pelo gestor público de saúde.

O SUS se propõe a promover a saúde, priorizando as ações preventivas. O controle da ocorrência de doenças, seu aumento e propagação (Vigilância Epidemiológica) são algumas das responsabilidades de atenção do SUS, assim como o controle da qualidade de remédios, de exames, de alimentos, higiene e adequação de instalações que atendem ao público, onde atua a Vigilância Sanitária<sup>34</sup>.

O setor privado participa do SUS de forma complementar, por meio de contratos e convênios de prestação de serviço ao Estado, principalmente quando as unidades públicas de assistência à saúde não são suficientes para garantir o atendimento a toda a população de uma determinada região. Além disso, à iniciativa privada é garantida a assistência livre à saúde, como consta no art. 199 da CF-88. Assim, como explicitado na Lei Orgânica da Saúde (1990), o conjunto de ações e serviços de saúde prestados por órgãos e instituições públicas federais, estaduais e municipais, da Administração direta e indireta e das fundações mantidas pelo Poder Público, constitui o Sistema Único de Saúde (SUS).

Para uma mensuração da importância do sistema, mostramos abaixo estudos feitos pela *World Health Organization* (WHO) para os anos de 2000 a 2004 sobre os mercados mundiais em saúde. Na tabela 2 encontram-se os gastos totais e os gastos públicos de saúde sobre o PIB, comparando o Brasil com os países do G-8 e os principais países emergentes.

---

<sup>34</sup> Para manter esse aparato, o SUS é gerido por duas comissões, a saber: Comissão Intergestores Tripartite - CIT, integrada por representantes dos gestores municipais (CONASEMS - Conselho Nacional de Secretários Municipais de Saúde), estaduais (CONASS - Conselho Nacional de Secretários de Saúde) e federal (Ministério da Saúde) - e a Comissão Intergestores Bipartite - CIB, integrada por representantes dos gestores municipais (COSEMS - Colegiado de Secretários Municipais de Saúde) e estadual (Secretaria Estadual de Saúde), criadas pela segunda Norma Operacional Básica do SUS - a NOB-SUS 01/93, que aprecia, entre outros assuntos, os pactos e programações entre gestores, buscando a integração entre as esferas de governo.

**TABELA 5: Gastos Totais e Gastos Públicos com Saúde nos Principais Países Emergentes e nos Países Pertencentes ao G-8 (% do PIB, 2000/2004)**

País	2000		2001		2002		2003		2004	
	Totais	Públicos	Totais	Públicos	Totais	Públicos	Totais	Públicos	Totais	Públicos
<b>Emergentes</b>										
Brasil	7.6%	4.1%	7.8%	4.1	8.3%	4.5%	8.7%	4.9%	8.8%	4.7%
China	4.6%	1.8%	4.6%	1.6%	4.8%	1.7%	4.8%	1.7%	4.7%	1.8%
India	4.3%	0,5%	4.5%	0,5%	4.8%	0,5%	4.9%	0,5%	5.0%	0,5%
Mexico	5.6%	2,5%	6.0%	2,6%	6.2%	2,7%	6.3%	2,8%	6.5%	2,9%
<b>G-8</b>										
Alemanha	10.3%	8,1%	10.4%	8,2%	10.6%	8,4%	10.8%	8,9%	10.6%	8,5%
Canadá	8.8%	6,4%	9.3%	6,7%	9.6%	6,7%	9.7%	6,9%	9.8%	7,0%
EUA	13.3%	5,8%	14.0%	6,3%	14.7%	6,6%	15.2%	6,8%	15.4%	6,8%
França	9.2%	6,6%	9.3%	6,8%	10.0%	7,6%	10.4%	7,6%	10.5%	7,7%
Itália	8.1%	5,8%	8.2%	6,1%	8.3%	6,3%	8.4%	6,1%	8.7%	6,3%
Japão	7.6%	6,2%	7.8%	6,5%	7.9%	6,5%	7.7%	6,3%	7.8%	6,4%
Reino Unido	7.3%	5,7%	7.5%	6,1%	7.7%	6,4%	7.8%	6,6%	8.1%	6,9%
Rússia	5.7%	3,5%	5.9%	3,5%	6.4%	3,9%	6.3%	3,8%	6.0%	3,6%

Fonte: World Health Organization.

Os percentuais com gastos totais na área de saúde no Brasil mantiveram-se acima dos percentuais dos países emergentes durante todo o período, situando o Brasil no patamar de países como Itália e Reino Unido. Mas o país ainda gasta menos que a média dos países pertencentes ao G-8, que é de 9,61%. Quanto a todos os países, observa-se um tímido crescimento nos percentuais gastos com saúde. Em relação aos gastos públicos, comparado aos países do G-8 (exceção feita aos EUA), os gastos do Brasil ainda são baixos. Mas, se comparados com os países emergentes, que teoricamente encontram-se no mesmo patamar de desenvolvimento brasileiro, os gastos nacionais são mais elevados. Além disso, o SUS responde por uma parcela de 53,44% dos gastos totais com saúde feitos no país, e é nesse contexto de alta importância do setor público na demanda do mercado de saúde que se insere o cerne do nosso artigo.

Nos últimos anos, o governo federal tem sinalizado por uma tendência crescente de descentralização nos esforços em saúde. Através do Ministério da Saúde, estabeleceu-se em setembro de 2000 a Emenda Constitucional 29 (EC-29), que define um piso para o nível de gastos com saúde. Para cada esfera de governo foi estabelecida a aplicação de montantes específicos de recursos no setor, ficando estabelecido o aumento gradual da destinação de recursos na saúde aos Estados e municípios, até alcançarem os valores de 12% e 15% das receitas de impostos, respectivamente, a partir de 2004 e em diante.

Dados do Sistema de Informação em Orçamento Público da Saúde (SIOPS) mostram que os resultados são satisfatórios. Em 2006 o investimento médio estadual e municipal já era



de 12,07% e 19,65%, respectivamente, o que mostra crescente participação desses entes federativos nas políticas públicas de saúde.

### **3.3.1. A Compra de Medicamentos no SUS**

Uma importante demanda do SUS garantida pela Lei Orgânica da Saúde (Artigo 6) é a tocante à compra de medicamentos para atendimento à população em geral. Com a institucionalização tornou-se necessário criar uma política que atendesse às novas necessidades do sistema de saúde nacional. A forma centralizada de compra dirigida até então pela Central de Medicamentos (CEME) nos anos em que a mesma atuou (1971-1997) mostrou ser ineficiente, visto as constantes queixas de escassez de produtos e perdas em estocagens nos níveis federais, estaduais e municipais. Assim, o intuito do SUS era criar uma “descentralização” da gestão, assumindo os estados e municípios uma parte da responsabilidade pela atenção à saúde (Gomes, 200-).

A partir de 1997, quando a CEME foi desativada, coube à Secretaria de Políticas de Saúde do Ministério da Saúde – SPS/MS, coordenar o processo de elaboração e construção de uma nova Política Nacional de Medicamentos (PNM) para o Brasil, de modo a acompanhar a reforma do setor saúde, o que resultou na edição da Portaria GM nº 3916, de 30 de Outubro de 1998. Tal política era baseada nos princípios e diretrizes do SUS, e como evidenciado pelo então Ministro da Saúde José Serra, seu objetivo era integrar os esforços voltados à consolidação do mesmo, contribuindo para o desenvolvimento social do País e orientando a execução das ações e metas fixadas para o Ministério da Saúde<sup>35</sup>.

Ademais, a Política Nacional de Medicamentos tornou pública a importância dos medicamentos na resolutividade das ações de saúde, indicando rumos e linhas estratégicas e definindo prioridades no que concerne aos medicamentos.

Através da Portaria GM nº 204, de 29 de janeiro de 2007, o SUS passou a regulamentar o financiamento e a transferência dos recursos federais para as ações e os serviços de saúde na forma de blocos de financiamento, cada um com o seu respectivo monitoramento e

---

<sup>35</sup> Carta do Ministro José Serra quando da aprovação da Portaria nº 3.916/MS/GM, de 30 de outubro de 1998.

controle. A portaria trata, na seção IV, do bloco de financiamento para a Assistência Farmacêutica constituída por três componentes<sup>36</sup>:

**A. Componente Básico da Assistência Farmacêutica:** Destina-se à aquisição de medicamentos e insumos da assistência farmacêutica no âmbito da atenção básica em saúde e àqueles relacionados a agravos e programas de saúde específicos, no âmbito da atenção básica. O Componente Básico da Assistência Farmacêutica é composto de uma Parte Financeira Fixa e de uma Parte Financeira Variável. A Parte Financeira Fixa consiste em um valor per capita, destinado à aquisição de medicamentos e insumos da assistência farmacêutica em atenção básica, transferido aos Estados, ao Distrito Federal e (ou) Municípios, conforme pactuação nas Comissões Intergestores Bipartite - CIB. Os gestores estaduais e municipais devem compor o financiamento da Parte Fixa do Componente Básico, como contrapartida, em recursos financeiros, medicamentos ou insumos, conforme pactuação na CIB e normatização da Política de Assistência Farmacêutica vigente.

A Parte Financeira Variável consiste em valores per capita, destinados à aquisição de medicamentos e insumos da assistência farmacêutica dos Programas de Hipertensão e Diabetes, Asma e Rinite, Saúde Mental, Saúde da Mulher, Alimentação e Nutrição e Combate ao Tabagismo. Os recursos da Parte Variável referentes a medicamentos para os Programas de Asma e Rinite, Hipertensão e Diabetes, devem ser descentralizados para Estados, Distrito Federal ou Municípios, conforme pactuação na Comissão Intergestores Bipartite.

Os demais recursos da Parte Variável do Componente Básico da Assistência Farmacêutica poderão ser executados centralizadamente pelo Ministério da Saúde ou descentralizados aos Estados, ao Distrito Federal e aos Municípios, conforme pactuação na Comissão Intergestores Tripartite e, posteriormente, nas próprias comissões mediante a implementação e a organização dos serviços previstos nesses programas.

Os recursos destinados ao medicamento Insulina Humana, do grupo de medicamentos do Programa Hipertensão e Diabetes, serão executados centralizadamente pelo Ministério da Saúde, conforme pactuação na CIT.

---

<sup>36</sup> Texto retirado da Portaria GM nº 204.

**B. Componente Estratégico da Assistência Farmacêutica:** Destina-se ao financiamento de ações de assistência farmacêutica dos seguintes programas de saúde estratégicos:

- controle de endemias, tais como a tuberculose, a hanseníase, a malária, a leishmaniose, a doença de chagas e outras doenças endêmicas de abrangência nacional ou regional;
- anti-retrovirais do programa DST/Aids;
- sangue e hemoderivados; e
- imunobiológicos.

**C. Componente de Medicamentos de Dispensação Excepcional:** O componente (muitas vezes denominado CMDE) destina-se ao financiamento de tais medicamentos, para aquisição e distribuição do grupo de medicamentos conforme critérios estabelecidos em portaria específica. O financiamento para aquisição dos medicamentos desse componente é de responsabilidade do Ministério da Saúde e dos Estados, conforme pactuação na Comissão Intergestores Tripartite - CIT. Os recursos do Ministério da Saúde aplicados no financiamento do CMDE terão como base a emissão e aprovação das Autorizações de Procedimentos de Alta Complexidade/Alto Custo, emitidas pelos gestores estaduais, vinculadas à efetiva dispensação do medicamento e de acordo com os critérios técnicos definidos na Portaria GM nº 2.577, de 27 de outubro de 2006.

Fica claramente definida nesses componentes qual a responsabilidade de cada ente governamental na assistência farmacêutica. Para a União é delegado os gastos com produtos de maior complexidade, principalmente para aqueles voltados ao atendimento de DST's e imunobiológicos – os componentes B e C da portaria 204. Aos Estados é transferida a responsabilidade dos componentes A e C, os primeiros sendo também – e primordialmente – de responsabilidade municipal.

Essa destinação e diferenciação é de profunda importância no contexto da descentralização. A delegação dessas fatias de assistencialismo força os governos a agirem constantemente no setor. Além disso, em texto da portaria GM/MS nº 3.916, que define a Política Nacional de Medicamentos, é dado importante enfoque a adoção de medicamentos genéricos por parte dos governos. Ou seja, a compra e escolha por medicamentos genéricos é sugerida pelo governo como forma de baratear custos e melhoria de atendimento à

população. E no âmbito que se insere nosso artigo, parece claro que a política dos medicamentos genéricos deve influenciar em maior monta os gastos com medicamentos municipais, pois produtos da assistência farmacêutica básica normalmente são produtos com proteção patentária expirada e tecnologia mais difundida.

### 3.4. Metodologia para a análise dos gastos municipais

Comprovada a influência dos genéricos no índice de preços dos medicamentos, o intuito agora será analisar a influência dos mesmos no orçamento municipal das prefeituras para o gasto com medicamentos. Para situações como essa, na qual a unidade de pesquisa é o ente municipal, é interessante que se proceda com uma estimação através da análise econométrica de dados de painel, pois uma de suas vantagens é a revelação da heterogeneidade individual. Ou seja, a técnica sugere a existência de características diferenciadoras dos indivíduos, entendidos como “unidade estatística de base”. Essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo, de tal forma que estudos temporais ou seccionais separados que não tenham em conta tal heterogeneidade produzirão, quase sempre, resultados fortemente viesados (Wooldridge, 2006).

Ainda, os dados em painel provêm uma maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência na estimação. A inclusão da dimensão seccional, num estudo temporal agregado, confere uma maior variabilidade aos dados, na medida em que a utilização de dados agregados resulta em séries mais suaves do que as séries individuais que lhes servem de base (Wooldridge, 2002). Considere-se a seguinte especificação genérica para um modelo de dados em Painel:

$$y_{it} = x'_{it} \beta_{it} + u_{it}; i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (3.4.1)$$

No qual  $\beta_{it}$  corresponde ao vetor ( $k \times 1$ ) de parâmetros desconhecidos relativos ao indivíduo  $i$  no momento  $t$  e  $x'_{it}$  a matriz ( $k \times 1$ ) de variáveis explicativas, cuja primeira coluna, no caso do modelo ter termo independente, será integralmente constituída por 1's. O termo  $u_{it}$ , chamado de erro idiosincrático ou erro de variação temporal, representa fatores não observados que mudam ao longo do tempo e afetam  $y_{it}$ .

Em um modelo estático assumimos que as variáveis explicativas  $x'_{it}$  são independentes dos termos de perturbação  $u_{it}$ . O principal problema desse tipo de modelos encontra-se na heterogeneidade da unidade de análise. No caso dos municípios, isso pode ser verdade principalmente devido à diferença entre as estruturas econômicas, culturais e sociais de cada um desses entes federativos. A escolha de uma especificação de validade geral para tratar esse tipo de problema é impossível, restando-nos escolher aquela que, face aos dados em concreto e ao tipo de problema em causa, melhor se adequa. Para tal, apresentamos abaixo três das técnicas mais utilizadas nesse tipo de estimação que serão utilizadas para estimar o modelo proposto no artigo.

### 3.4.1. Modelos MQO Empilhados

O modelo de MQO empilhado – ou MQO *pooled* – parte da suposição de que os parâmetros comportamentais ao longo do período e do espaço são rígidos. Ou seja, assume-se que todas as observações das *cross-sections* terão o mesmo comportamento ao longo de todos os anos. Nesse caso, admitimos que os erros  $u_{it}$  sejam “white noise” e não se encontram correlacionados com os regressores, ou seja,  $Cov(X_{it}, u_{it}) = 0$ .

Sendo assim, o MQO empilhado praticamente desconsidera a heterogeneidade existente entre os municípios, o que pode prejudicar a análise. Essas hipóteses de termo constante e de inclinação comum para todos os indivíduos são demasiadamente restritivas. O método pode ser adequado em amostras com indivíduos *a priori* selecionados, que apresentam algumas semelhanças nas suas características estruturais, mas definitivamente não parece ser a melhor escolha para análises municipais, em que situações estruturais diferem em grande monta para cada observação.

Ressalta-se ainda o fato de que os parâmetros estimados por MQO empilhado podem ou não ser diferentes dos parâmetros estimados fazendo-se regressões individuais para cada *cross-section*, uma vez que tal especificação considera que a variância do termo de erro não varia entre as observações, obtendo-se apenas que o desvio-padrão é maior fazendo a regressão *pooled* (Wooldridge, 2002).

### 3.4.2. Modelos de Efeitos Fixos

Um dos principais problemas na estimação de dados de painel é justamente a heterogeneidade das observações. Considere o seguinte modelo

$$y_{it} = x'_{it} \beta_{it} + a_i + u_{it}; i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (3.4.2)$$

No qual os termos são os mesmos da equação (3.4.1), com o acréscimo do componente  $a_i$ , constante, que representa as características intrínsecas a cada observação – o efeito não observado. No nosso objeto de análise, os municípios, o componente engloba o posicionamento geográfico, aspectos culturais e sociais, entre outros. Muitos outros fatores do modelo podem não ser exatamente constantes no período de tempo da análise, mas podem ser aproximadamente constantes, como, por exemplo, características demográficas populacionais.

A técnica de efeitos fixos trabalha com o objetivo de eliminar esse componente constante da regressão. Basicamente, o modelo consiste na estimação da seguinte equação:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_{it} (x'_{it} - \bar{x}'_{it}) + u_{it} - \bar{u}_i; i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (3.4.3)$$

Em que  $\bar{y}_i, \bar{x}_i, \bar{u}_i$  são as médias das variáveis  $y, x$  e  $u$ , respectivamente. O importante na equação acima é que o efeito constante não observado  $a_i$  desaparece, justamente pela introdução da subtração da média de cada variável. Ou seja, com a introdução da subtração pela média conseguimos eliminar a heterogeneidade das observações. Tudo aquilo que é específico de cada município será subtraído da análise. A estimação por efeitos fixos, após essa manipulação matemática, segue o padrão de uma estimação normal por MQO agrupado e, portanto, para que a estimação seja válida devemos obedecer às seguintes hipóteses:

1. Para cada observação  $i$ , o modelo a ser estimado é  $y_{it} = x'_{it} \beta_{it} + a_i + u_{it}; i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T$ , em que  $\beta_j$  são os parâmetros a estimar e  $a_i$  são os efeitos não observados na equação;
2. As variáveis das *cross sections* são aleatórias;

3. As variáveis explicativas mudam ao longo do tempo, e não há relação linear entre elas. Ou seja,  $COV(x_{it}, x_{jt}) = 0, i \neq j$ ;
4. Para cada  $t$ , o valor esperado dos erros idiossincráticos dado as variáveis explicativas e o efeito não observado é zero,  $E(u_{it} / x'_i, a_i) = 0$ ;
5.  $Var(u_{it} / x'_i, a_i) = Var(u_{it}) = \sigma_u^2$ , para todo  $t = 1, \dots, T$ ;
6. Para todo  $t \neq s$  os erros idiossincráticos são não correlacionados,  $COV(u_{it}, u_{is} / x'_i, a_i) = 0$ ;
7. Os erros idiossincráticos  $u_{it}$  são independente e identicamente distribuídos,  $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$ .

A forma com que o modelo de efeitos fixos é especificado permite que diferentes interceptos sejam capazes de captar todas as diferenças entre as unidades de *cross-sections*, assumindo-se as inclinações como constantes para todas elas (Wooldridge, 2006). Todas as diferenças de comportamento dos municípios nos gastos reais com medicamentos são captadas pelo termo de intercepto. Não obstante, há também a possibilidade de se estimar para cada *cross-section* diferentes inclinações. Para isso, bastaria inserir uma *dummy* para cada ano da observação. Esse é o modo pelo qual tentaremos captar os efeitos da política pública analisada nesse trabalho.

Sob a hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas, o estimador de efeitos fixos é não viesado. Ainda, tal estimador entende uma correlação arbitrária entre  $a_i$  e as variáveis explicativas  $x'_{it}$  em qualquer período de tempo. Se alguma teoria ou observação empírica nos fizer entender que essa correlação não seja verdadeira, devemos utilizar o estimador de efeitos aleatórios.

### 3.4.3. Modelos de Efeitos Aleatórios

Diferente dos efeitos fixos, nos modelos de efeitos aleatórios a suposição é que o efeito não observado  $a_i$  é não correlacionado com as variáveis explicativas  $x'_{it}$ . Sendo assim, o uso da transformação pelo procedimento de efeitos fixos para eliminar  $a_i$  geraria estimadores ineficientes para os parâmetros da regressão (Wooldridge, 2002). Ou seja, para que optemos pela utilização dos modelos de efeitos aleatórios devemos ter  $COV(x'_{itj}, a_i) = 0, t = 1, 2, \dots, T; j = 1, 2, \dots, K$ . Esta especificação pressupõe que o comportamento específico dos indivíduos nos períodos de tempo é desconhecido, não podendo ser observado nem medido. Em amostras longitudinais de grande dimensão, podemos sempre representar estes efeitos individuais ou temporais específicos sob a forma de uma variável aleatória normal.

A definição de ausência de correlação entre  $a_i$  e  $x'_{it}$  dá a entender que os coeficientes da regressão poderiam ser estimados por meio de um único corte transversal, ou até mesmo pelo método de MQO empilhado, sem necessidade de maiores sofisticções econométricas. Segundo Wooldridge (2002), porém, isso ignora uma característica fundamental do modelo. Apresentando novamente a equação (3.4.2)

$$y_{it} = x'_{it} \beta_{it} + a_i + u_{it}; i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (3.4.2)$$

Se definirmos o termo de erro de composição como  $v_{it} = a_i + u_{it}$  a equação (3.4.2) pode ser reescrita como

$$y_{it} = x'_{it} \beta_{it} + v_{it} \quad (3.4.4)$$

Como  $a_i$  é o erro em cada período de tempo, os  $v_{it}$  serão serialmente correlacionados. Como essa correlação é ignorada pelo MQO empilhado, o mesmo nos forneceria coeficientes incorretos. Nesse caso, é necessário usar o método MQG para resolver o problema de correlação serial. Segundo Wooldridge (2006), a derivação da transformação MQG pode ser demonstrada pela transformação simples feita abaixo. Defina



$$\lambda = 1 - (\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + T\sigma_a^2))^{1/2} \quad (3.4.5)$$

Que é um número entre zero e um. Transformando a equação de efeitos fixos teremos

$$y_{it} - \lambda \bar{y}_i = \beta_{it} (x'_{it} - \lambda \bar{x}'_{it}) + (v_{it} - \lambda \bar{v}_i) \quad (3.4.6)$$

O estimador de efeitos aleatórios difere do de efeitos fixos porque o primeiro subtrai apenas uma fração da média temporal, que dependerá da variância de  $a_i$  e  $u_i$  e do número de períodos de tempo  $T$ . O modelo de efeitos aleatórios obedece assim às mesmas hipóteses do modelo de efeitos fixos citados anteriormente, com a adição das duas hipóteses seguintes:

1. Ausência de correlação entre as variáveis explicativas e os efeitos não observados,
 
$$COV(x_{itj}, a_i) = 0, t = 1, 2, \dots, T; j = 1, 2, \dots, K;$$
2. A variância do efeito não observado  $a_i$  dado as variáveis explicativas é zero,
 
$$Var(a_i / x'_{it}) = 0.$$

Programas econométricos geram a estimação de modelos de efeitos aleatórios e automaticamente computam alguma versão de  $\hat{\lambda}$ . O estimador MQG factível que utiliza  $\hat{\lambda}$  em lugar de  $\lambda$  é chamado de estimador de efeitos aleatórios e sob as hipóteses básicas podem-se considerar os estimadores de efeitos aleatórios consistentes e distribuídos normalmente e assintoticamente. Uma vantagem dos modelos de efeitos aleatórios é que ao assumir que os efeitos não observados são não correlacionados com as variáveis explicativas, podemos incorporar no modelo variáveis constantes ao longo do tempo. Esse aspecto é interessante para nosso trabalho, visto que pode ser relevante entender o comportamento de algumas variáveis que sejam constantes, como a influência regional nos gastos dos entes federativos, por exemplo.

#### 3.4.4. A escolha de modelos de dados em painel – o teste de Hausman

Muitas das vezes torna-se necessário fazer uma distinção entre os modelos de efeito fixo e efeito aleatório. A escolha normalmente é feita com base nos efeitos não observados. Se os

mesmos são considerados correlacionados com as variáveis explicativas, o modelo de efeito fixo é o escolhido. Caso contrário, o modelo de efeitos aleatórios seria o mais correto. Porém, em situações nas quais o termo  $\hat{\lambda}$  da estimação de efeitos aleatórios tiver um valor próximo à unidade, o modelo supracitado terá uma estimativa próxima à estimativa de efeitos fixos. Sabendo que o estimador de efeitos aleatórios é mais eficiente que o de efeitos fixos (Greene, 2003), seria mais prudente nesse caso escolher entre o primeiro. O teste proposto por Hausman (1978), citado em Greene (2003), é utilizado para averiguar esse resultado, testando a validação da ortogonalidade dos efeitos aleatórios e dos regressores.

Este teste permite confrontar as estimativas do modelo de efeitos fixos com as estimativas do modelo de efeitos aleatórios para auxiliar na escolha de qual deles se mostra mais apropriado. A estatística deste teste tem o seguinte formato:

$$H = \chi^2(k) = (\hat{\beta}_F - \hat{\beta}_A)(\Sigma_F - \Sigma_A)^{-1}(\hat{\beta}_F - \hat{\beta}_A) \quad (3.4.7)$$

Onde  $\hat{\beta}_F$  e  $\hat{\beta}_A$  representam os vetores correspondentes ao estimador de efeitos fixos e ao estimador de efeitos aleatórios, respectivamente e;  $(\Sigma_F - \Sigma_A)^{-1}$  é a inversa da matriz formada pela diferença entre as variâncias dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios.

A estatística  $H$  segue assintoticamente uma distribuição de *qui-quadrado* com graus de liberdade  $k$  igual ao número de parâmetros sem a constante. A hipótese nula do teste de especificação de Hausman é que o estimador de efeito aleatório ( $\hat{\beta}_A$ ) é o adequado, ou seja, que há ortogonalidade entre os efeitos individuais aleatórios e os regressores. Como destaca Baltagi (1995), se a hipótese nula for aceita ambos os estimadores, de efeitos aleatórios e fixos, serão consistentes, embora o estimador de efeitos fixos seja ineficiente. Todavia, se a hipótese nula não for válida, o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente, sendo o estimador de efeitos fixos, eficiente e consistente.

### 3.4.5. Os Modelos de Variáveis Instrumentais para Dados em Painel

A suposição de que as variáveis explicativas  $x'_{it}$  e o termo de erro  $u_{it}$  são não correlacionados é crucial para o desenvolvimento dos modelos de dados em painel apresentados acima. Sem essa suposição, os modelos baseados em análise de MQO perde

atratividade e consistência, sendo necessário que utilizemos um outro tipo de método de estimação, chamado de método de variáveis instrumentais (Greene, 2003). Suponha o modelo clássico de dados em painel proposto em (3.4.8)

$$y_{it} = x'_{it} \beta_{it} + u_{it}; i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (3.4.8)$$

em que  $K$  variáveis  $x_{it}$  podem ser correlacionadas com  $u_{it}$ . Suponha que existam  $J$  variáveis  $z_{it}$ , sendo  $J \geq K$ , em que  $z_{it}$  é correlacionado com  $x_{it}$  mas não com  $u_{it}$ . Como sabemos, nesse caso estimadores MQO não seriam consistentes. Porém, a técnica de variáveis instrumentais permite construir estimadores consistentes de  $\beta$  considerando a relação existente entre  $z_{it}$ ,  $x_{it}$  e  $u_{it}$  (Greene, 2003).

Para usar variáveis instrumentais com variáveis potencialmente endógenas, é necessário o uso dessas variáveis observáveis,  $z_{it}$ , não presente na equação e que satisfaçam duas condições (Wooldridge, 2002)

1.  $Cov(z_{it}, u_{it}) = 0$ , ou seja,  $z_{it}$  é não correlacionado com  $u_{it}$ ;
2. Existe um relacionamento de correlação entre  $z_{it}$  e cada  $x_{kt}$  que ela pretende instrumentalizar. Precisamente, dizemos que existe uma projeção linear de  $x_{kt}$  combinada com todas as demais variáveis exógenas e  $z_{it}$  da forma

$$x_{kt} = \varphi_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_{it} x_{it} + \eta_1 z_{it} + r_{kt} \quad (3.4.9)$$

Em que temos, por definição, que  $E(r_{kt}) = 0$  e  $r_{kt}$  é não correlacionado com as variáveis exógenas e  $z_{it}$ . Como presumimos que exista um relacionamento entre essas variáveis, supomos então  $\eta_1 \neq 0$ .

Quando uma variável  $z_{it}$  satisfaz essas duas condições diz-se que a mesma pode ser uma variável instrumental de  $x_{kt}$ . O método mais utilizado para viabilizar econometricamente o uso de variáveis instrumentais é o chamado estimador de mínimos quadrados de dois estágios, o MQ2E. O algoritmo do método consiste, no primeiro estágio, em estimar a equação (3.4.9), achando assim o valor predito de  $\hat{x}_k$ . De posse disso, substituí-se, no

segundo estágio esse valor na equação inicial do modelo, obtendo assim as estimativas. Para o caso de mais de uma variável instrumentalizada, exatamente nossa situação nesse artigo, o caso é análogo, realizando o primeiro estágio para todas as  $J$  variáveis com instrumento, e as substituindo na equação inicial no segundo estágio<sup>37</sup>.

Porém, nem sempre é óbvio a identificação de endogeneidade em alguma variável do modelo. Se identificarmos erroneamente alguma variável correlacionada com o termo de erro e aplicarmos o método de variável instrumental, estaremos obtendo estimadores menos eficientes que os de MQO (Greene, 2003). É necessário, portanto, a aplicação de um teste de exogeneidade nas variáveis supostas endógenas, como forma de testar a relevância do instrumento proposto.

### 3.4.6 O Teste “C” para Exogeneidade

Uma variável instrumental deve satisfazer duas condições: ser correlacionada com a variável endógena a que se propõe substituir e ser não correlacionada com o termo de erro. Nesse contexto surge o teste “C”, ou a estatística de “diferença em Sargan”, como também pode ser conhecido. O teste é uma evolução do teste de Sargan<sup>38</sup> para restrições sobre-identificadas. Enquanto Sargan analisa a validação da totalidade de instrumentos a serem utilizados, a estatística “C” permite a avaliação de sub-séries de instrumentos, testando essa sub-série a partir da série original de condições ortogonais (Baum et al, 2003). Basicamente, a estatística de Sargan pode ser vista como se segue

$$S \text{ arg an} = \frac{\hat{u}' Z (Z' Z)^{-1} Z' \hat{u}'}{\hat{u}' \hat{u} / n} \quad (3.4.10)$$

Em que  $\hat{u}$  é o erro predito pela regressão e  $Z$  é a série de instrumentos a utilizar no modelo. A estatística “C” é computada como a diferença entre duas estatísticas de Sargan:

<sup>37</sup> Para mais detalhes sobre as pressuposições e propriedades assintóticas dos modelos MQ2E, ver Wooldridge (2002).

<sup>38</sup> O teste de Sargan é um caso especial para a estimativa J de Hansen, sendo utilizada para testes de restrições sobre-identificadas em modelos de variáveis instrumentais. Como explicado no corpo do texto, a estatística realiza testes para a totalidade dos instrumentos utilizados, o que não é o objetivo do trabalho. Portanto, para maiores informações sobre a estatística de Sargan, consultar Baum et al (2003).

uma para a regressão que usa a totalidade dos instrumentos propostos versus uma para a regressão que utiliza a sub-série de instrumentos aos quais se deseja testar. O teste “C” segue uma  $\chi^2$  com graus de liberdade igual ao número de restrições, ou o número de instrumentos a serem testados, sob a hipótese nula de que as variáveis testadas com provável endogeneidade são exógenas (Baum, 2006).

### 3.4.7. Apresentação dos Dados

O intuito nesse trabalho é avaliar os gastos reais totais com medicamentos dos municípios brasileiros. Dessa maneira, avaliaremos os 5.563 municípios da federação, controlando esses gastos para uma série de variáveis que julga-se relevantes. Apresentamos as mesmas na tabela abaixo.

**TABELA 6: Variáveis Utilizadas nos Modelos de Regressão de Dados em Painel para a Variável Dependente Gastos Municipais com Medicamentos**

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Intervalo de estudo	Base de dados
<b>Variável dependente</b>				
<i>gmedpc</i>	Despesa real per capita com medicamentos sob a responsabilidade do Município	R\$/hab	2000/2005	SIOPS/DATASUS - MS
<b>Variáveis independentes</b>				
<b>sócio-econômica</b>				
<i>pibpc</i>	Produto Interno Bruto per capita do município	R\$/hab	2000/2005	IPEADATA
<b>setor saúde</b>				
<i>gastopc</i>	Despesa total per capita com Saúde sob a responsabilidade do Município	R\$/hab	2000/2005	SIOPS/DATASUS - MS
<i>recprop</i>	Participação da receita própria aplicada em Saúde conforme a EC 29/2000	%	2000/2005	SIOPS/DATASUS - MS
<i>vmedintpc</i>	Valor médio per capita da internação	R\$/hab	2000/2005	DATASUS - MS
<i>pambqpc</i>	Quantidade de produção ambulatorial per capita	un./hab	2000/2005	DATASUS - MS
<i>psf</i>	Proporção da população coberta pelo Programa de Saúde da Família	%	2000/2005	DATASUS - MS
<i>cons</i>	Consultas médicas per capita nas especialidades básicas	un./hab	2000/2005	DATASUS - MS
<i>dosevacpc</i>	Número de dose de vacinas aplicadas per capita	un./hab	2000/2005	DATASUS - MS
<i>assmedpc</i>	Assistência médica per capita no município	un./hab	2000/2005	DATASUS - MS
<b>espaciais</b>				
<i>dagl</i>	Dummy com valor unitário para regiões com aglomeração populacional acima de 300000 habitantes	binária	2000/2005	Elaboração Própria
<i>dnorte</i>	Dummy com valor unitário para municípios na região Norte	binária	2000/2005	Elaboração Própria
<i>dnordeste</i>	Dummy com valor unitário para municípios na região Nordeste	binária	2000/2005	Elaboração Própria
<i>dcentro</i>	Dummy com valor unitário para municípios na região Centro-oeste	binária	2000/2005	Elaboração Própria
<i>dsul</i>	Dummy com valor unitário para municípios na região Sul	binária	2000/2005	Elaboração Própria
<b>efeito tendência</b>				
<i>d.ano</i>	Dummy anual	binária	2001/2005	Elaboração Própria

Fonte: Elaboração própria

O horizonte de tempo para a análise é o período compreendido entre os anos de 2000 a 2005. Seria interessante analisar também anos anteriores à política dos genéricos, promulgada em lei em 1999, mas infelizmente a base de dados disponível no site do SIOPS para os gastos com medicamentos só está disponível a partir do ano de 2000.

As variáveis monetárias presentes no modelo foram deflacionadas para o ano base 2000 com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), com exceção da variável dependente *gmedpc*, que foi deflacionada pelo índice INPC Saúde. Achemos prudente esse deflacionamento de *gmedpc*, pois tais gastos são influenciados primordialmente pelo efeito de aumento de preços dos medicamentos, e não do efeito geral causado pelos demais produtos da economia. Ainda, como exposto na seção 3.2.2, o INPC Saúde retrata bem a dinâmica do aumento dos preços dos medicamentos, o que nos dá suporte de usá-lo para essa rubrica de gastos<sup>39</sup>.

A escolha das variáveis presentes no modelo foi através do método de análise fatorial. O objetivo do mesmo é descrever a variabilidade original de um vetor aleatório  $X$ , em termos de um número menor de  $m$  variáveis aleatórias, denominadas fatores comuns e relacionadas com o vetor original através de um modelo linear (Mingoti, 2005). Assim, a análise fatorial procura agrupar subconjunto de variáveis que possuam uma alta correlação entre si. Pela aplicação desse método para 72 variáveis de saúde e sócio-econômicas analisadas, encontramos que as 10 variáveis acima citadas – contando com a variável dependente – fazem parte de um mesmo fator comum, possuindo grande proximidade entre elas<sup>40</sup>.

Algumas variáveis denominadas variáveis do setor saúde nos causavam algum tipo de preocupação, pois parece difícil definir o sentido de causalidade existente entre elas e os

---

<sup>39</sup> O uso do INPC Geral para o deflacionamento das demais séries monetárias do modelo é justificado justamente pelo mesmo seguir uma dinâmica mais próxima ao INPC Saúde (vide figura 2 para confirmação dessa afirmação). Indicadores como IGP-M e IPA-M evoluem de maneira diferente, principalmente com após um grande salto no fim do ano de 2002. No fim, acreditamos que a diferença entre a utilização do INPC e os demais seja apenas sobre a magnitude do coeficiente na regressão, não prejudicando sua relevância para a explicação do modelo.

<sup>40</sup> Para um estudo mais detalhado do método de análises fatoriais, sugerimos a leitura de Mingoti (2005).

gastos com medicamentos. Dessa maneira, encontraríamos problemas de endogeneidade, sendo necessário utilizar técnicas de variáveis instrumentais para controle do modelo. Realizamos testes “C” de exogeneidade para essas variáveis, seguindo as especificações explicadas na metodologia, como forma de constatar quais realmente poderiam acarretar endogeneidade no modelo.

Fizemos, como o teste sugere, duas regressões: uma com a totalidade das variáveis da saúde instrumentalizadas e uma com cada variável em separado, testando a validade de seu instrumento. Como instrumento, utilizamos o valor dessas variáveis defasadas de um período de tempo. Imaginamos, dessa forma, que essas defasagens são bastante correlacionadas com a variável potencialmente endógena, mas não correlacionada com o termo de erro da equação naquele referido ano. Constataram-se pelo teste que as variáveis gasto total com saúde (*gastopc*) e recursos próprios aplicados em saúde (*recproppc*) eram as únicas endógenas, sendo substituídas na análise por seus respectivos instrumentos<sup>41</sup>.

O resultado econométrico encontrado para esses testes de exogeneidade é interessante e condizente com a realidade da dinâmica do SUS. O atendimento no Sistema é realizado de forma que a demanda define a oferta, ou seja, o paciente realiza a procura no serviço e a partir daí a oferta do medicamento é gerada. O sentido de causalidade se dá então do atendimento para o gasto. Isso vale para as variáveis *vmedintpc*, *pambqpc*, *psf* e *cons*, todas relacionadas a atendimento ambulatorial.

Porém mesmo com esse sentido causal, o SUS não disponibiliza orçamento infinito para as prefeituras. Ou seja, existe um teto de recursos que se alcançado, invalida o sentido de causalidade demanda-oferta. Mesmo assim, porém, na portaria GM/MS N° 1.882, de 1997, em seu artigo 5º, expressa que a parte destinada pelo Programa de Atenção Básica à manutenção da Assistência Farmacêutica é variável, ou seja, é repassada aos municípios conforme a demanda do mesmo. Vale, portanto, o sentido causal de demanda gerando oferta. Já para o caso das variáveis *gastopc* e *recproppc* a endogeneidade também é clara, visto que é difícil dizer qual o sentido de definição entre elas.

---

<sup>41</sup> Os testes “C” para todas as variáveis da saúde testadas no modelo encontram na tabela A.3 no anexo do artigo.

As variáveis espaciais foram inseridas no modelo como forma de captar e controlar diferenças definidas por motivos regionais. É razoável supor que regiões político-administrativas diferentes possam ter um direcionamento diferente em suas políticas públicas, seja por questões climáticas, culturais ou outras quaisquer. Por último, apresentam-se as *dummies* relacionadas aos anos da pesquisa. A idéia aqui é a de que, controlando os efeitos de todas as demais variáveis independentes no modelo, consigamos captar através dessas *dummies* anuais - chamadas aqui de “efeito tendência” - o efeito “genéricos” na dinâmica dos gastos com medicamentos dos municípios. A aplicação e validação dessa hipótese veremos mais adiante.

O modelo de regressão com dados em painel estático foi o escolhido. Todavia, nem todas as prefeituras dispunham de todas as informações necessárias para o desenvolvimento do modelo para todos os anos do período analisado. Obteve-se assim um painel não balanceado, no qual o número de observações difere entre os anos participantes da amostra. Wooldridge (2006) defende que, desde que a razão para a falta de dados de alguma observação  $i$  não esteja correlacionada com os erros idiossincráticos  $\mu_{it}$ , este painel não balanceado não causará problemas ao pesquisador.

Adotou-se por mera conveniência o software estatístico STATA versão 10 para o tratamento dos dados. Seguem-se nas próximas páginas os resultados alcançados.

### **3.5. Discussões e Resultados**

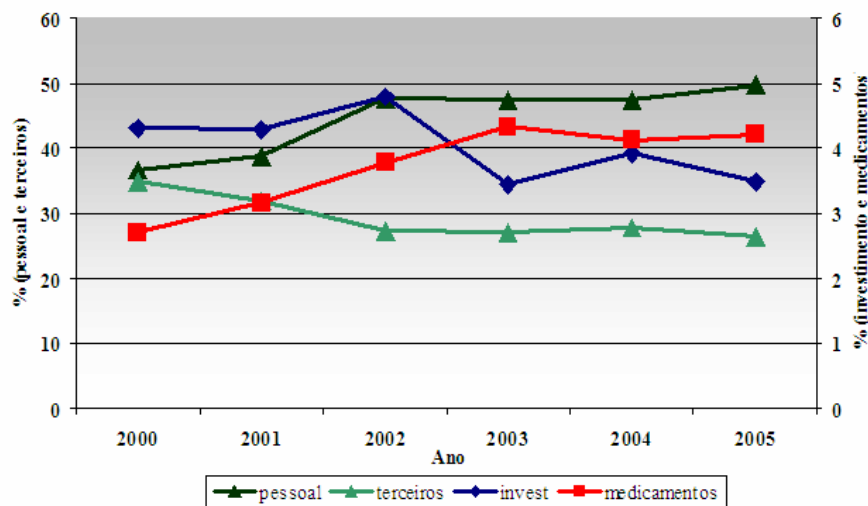
Apresentamos inicialmente uma figura com a porcentagem do total de gastos municipais nas rubricas da saúde mais importantes – pessoal, terceiros, investimento e medicamentos – como forma de averiguar a evolução da participação dos medicamentos na parcela total de gastos.

O somatório das rubricas acima especificadas responde, na média, por 82% dos gastos totais com saúde dos governos nos anos pesquisados. Podemos ainda notar que as séries seguem, com exceção dos investimentos, uma tendência praticamente monótona durante o período, com oscilações suaves. Pode-se concluir, portanto, que os gastos mais suscetíveis a oscilações políticas ou de condições econômicas pontuais e transitórias são os com



investimentos. Gastos com pessoal, terceiros e medicamentos são, por via de regra, bastante atrelados à situação estrutural que os compõem.

**FIGURA 4: Porcentagem dos gastos municipais na saúde por rubrica de gastos (2000 a 2005)**



Fonte dos dados básicos: DATASUS

No caso particular dos medicamentos, a dificuldade de modificações abruptas no orçamento destinado é grande pelos prazos e necessidades impostos pela população, que normalmente não seguem um calendário anual. Não obstante, mostram-se muito mais persistentes, podendo ser modificados apenas em um horizonte maior de tempo. Parece ser isso o que acontece no caso brasileiro, mostrado na figura acima. Situações pontuais, de choques exógenos passageiros, não parecem afetar a demanda municipal por gastos com medicamentos. Antes disso, as mudanças nos gastos com medicamentos são advindas, sobretudo, de planejamentos em horizontes longos de tempo e mudanças de precificação via mercado. Ou seja, a estrutura de gastos na assistência farmacêutica dos municípios parece ser mais direcionada por políticas públicas bem definidas, como é o caso da política dos genéricos. A discussão que adotaremos no modelo especificado se baseará em grande monta nessa afirmação.

Discutido isso, podemos agora analisar como os gastos públicos respondem a essa demanda. É interessante averiguar o processo de crescimento da rubrica de medicamentos, principalmente em comparação aos gastos totais com saúde, bem como a dinâmica de

crescimento das demais variáveis presentes no nosso modelo de regressão. Assim, mostramos abaixo a tabela 7 com as estatísticas descritivas das variáveis.

**TABELA 7: Estatísticas descritivas das variáveis pertencentes ao modelo de Regressão de Dados em Painel**

Variáveis / Ano	2000		2001		2002		2003		2004		2005	
	Média	Variância	Média	Variância	Média	Variância	Média	Variância	Média	Variância	Média	Variância
gmedpc	<b>6.32</b>	7.72	<b>7.53</b>	8.81	<b>8.76</b>	8.65	<b>9.57</b>	10.37	<b>10.68</b>	11.50	<b>11.23</b>	11.47
pibpc	<b>4393.32</b>	5687.24	<b>4987.86</b>	6383.04	<b>5360.63</b>	6235.63	<b>6550.75</b>	7922.55	<b>7262.78</b>	9376.87	<b>7606.36</b>	10248.77
gastopc	<b>83.68</b>	48.52	<b>92.12</b>	50.04	<b>102.11</b>	53.22	<b>104.32</b>	56.52	<b>119.57</b>	65.51	<b>134.30</b>	67.99
recproppc	<b>13.05</b>	17.12	<b>14.77</b>	14.72	<b>17.76</b>	19.21	<b>19.30</b>	20.36	<b>22.92</b>	24.35	<b>25.98</b>	18.78
vmedintpc	<b>0.021</b>	0.021	<b>0.018</b>	0.020	<b>0.017</b>	0.031	<b>0.016</b>	0.016	<b>0.017</b>	0.019	<b>0.017</b>	0.019
pambqpc	<b>9.68</b>	5.59	<b>10.74</b>	8.88	<b>11.53</b>	6.28	<b>11.41</b>	5.98	<b>11.09</b>	6.20	<b>11.27</b>	6.57
psf	<b>0.005</b>	0.003	<b>0.006</b>	0.003	<b>0.007</b>	0.003	<b>0.006</b>	0.003	<b>0.007</b>	0.003	<b>0.007</b>	0.003
consultas	<b>1.73</b>	1.20	<b>1.93</b>	1.72	<b>2.03</b>	1.33	<b>1.94</b>	1.30	<b>1.91</b>	1.29	<b>1.94</b>	1.33
dosevacpc	<b>1.13</b>	0.42	<b>1.11</b>	0.38	<b>1.00</b>	0.32	<b>0.87</b>	0.30	<b>0.89</b>	0.24	<b>0.76</b>	0.24
assmedpc	<b>0.043</b>	0.08	<b>0.044</b>	0.079	<b>0.044</b>	0.077	<b>0.045</b>	0.077	<b>0.048</b>	0.081	<b>0.049</b>	0.084

Fonte dos dados básicos: DATASUS e IPEADATA

A tabela nos mostra crescimento monótono nas variáveis gastos reais com medicamentos (*gmedpc*), PIB (*pibpc*), tamanho do governo (*govpc*), gastos reais totais com saúde (*gastopc*) e recursos próprios dos governos municipais aplicados na saúde (*recproppc*)<sup>42</sup>. As demais variáveis apresentam mudanças tímidas de comportamento, sendo possível destacar principalmente a queda constante nas doses de vacinas aplicadas (*dosevacpc*).

A tendência de gastos reais totais e com medicamentos é crescente. Porém, o crescimento de gastos com medicamentos mostra-se muito maior do que o dos gastos totais. Na média, os medicamentos aumentaram cerca de 78% contra 60% da rubrica total no período 2000 a 2005. É importante lembrar que nesse caso a análise já tem descontado o efeito preço no aumento, ou seja, a tendência de crescimento deve-se a melhorias nas variáveis reais do atendimento farmacêutico municipal. Esse resultado pode ser um indício de que o crescimento da rubrica medicamentos superior ao crescimento dos gastos totais seja influenciado pelos genéricos, além dos demais fatores presentes no modelo de regressão proposto.

Porém, é importante destacar que houve uma queda no aumento médio da rubrica medicamentos no último ano da análise. Enquanto até 2004 a rubrica crescia a uma média de 13.80% ao ano, o crescimento em 2005 foi da ordem de apenas 5.15%. Na rubrica total, pelo contrário o aumento em 2005 foi maior que o aumento médio do período – 12.32% e 10.08%, respectivamente.

Outro ponto interessante é o crescimento dos recursos próprios aplicados em saúde. Com a instituição da Emenda Constitucional 29, em 2000, ficou definido por lei o montante a ser gasto pelos entes municipais e estaduais na saúde advindos de recurso próprio. Para o caso dos municípios ficou reservada a destinação de pelo menos 7% das receitas de impostos para a saúde em 2000, sendo que este percentual deveria ser aumentado anualmente até atingir, em 2004, 15%. Pela nossa análise fica evidente o cumprimento das metas. Já em 2002 as prefeituras gastavam mais que os percentuais propostos para o ano de 2004, mostrando a relevância da destinação forçada.

O comportamento das demais variáveis não segue nenhum padrão evolutivo mais interessante que os apresentados acima. Assim, o nosso intuito a partir de agora será

---

<sup>42</sup> Todas as variáveis inclusas no modelo que possuem a terminação *pc* são variáveis per capita.

averiguar quais podem ser os determinantes principais do aumento substancial na linha de gastos com medicamentos, verificando a possível influência dos genéricos na determinação desses gastos. Para isso, mostramos abaixo as regressões econométricas por dados em painel para o caso de MQO empilhado, efeitos fixos e efeitos aleatórios<sup>43</sup>.

---

<sup>43</sup> Lembramos que as variáveis aqui inclusas foram definidas pela proximidade e alto nível de correlação com a variável dependente, via análise fatorial, conforme explicado na metodologia do artigo. Além disso, optamos por apresentar os resultados das regressões robustas, pois assim as mesmas já encontram-se controladas para a heterocedasticidade dos resíduos (Wooldridge, 2002).

**TABELA 8: Regressões de Dados em Painel com variáveis instrumentais para a variável dependente gastos reais com medicamentos per capita (2000-2005)**

Variáveis	Regressões por variáveis instrumentais		
	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	MQO Empilhado
pibpc	-0.0000751* (-6.33)	-0.0000556* (-5.97)	-0.0000254* (-3.22)
gastopc	0.0653* (17.51)	0.0644* (6.94)	0.05168* (19.72)
recproppc	0.0450* (5.19)	0.04819* (6.38)	0.0623* (8.26)
vmedintpc	-7.1371*** (-1.69)	-8.1248 (-0.73)	51.9660* (18.55)
pambqpc	-0.0078 (-0.62)	-0.0387* (-3.52)	-0.0728* (-7.24)
psf	-101.82* (-3.25)	-63.4192* (-2.64)	-51.1998* (-2.56)
consultas	0.1639 (0.25)	0.1722* (2.97)	0.3532* (6.36)
dosevacpc	0.1681 (0.64)	0.1752 (0.73)	0.2117 (0.84)
assmedpc	-6.8149* (-2.63)	-5.3963* (-4.26)	-5.8099* (-6.91)
dagl	- -	-2.0329* (-6.06)	-1.8633* (-9.55)
dnorte	- -	2.6797* (6.06)	2.5668* (9.22)
dnordeste	- -	3.0292* (10.46)	3.0197* (17.48)
dsul	- -	3.0519* (10.36)	2.7317* (15.72)
dcentro	- -	1.9211* (5.20)	1.7100* (8.00)
d.2001	1.1618* (3.17)	-1.0605* (-2.45)	0.1547* (1.48)
d.2002	1.5799* (4.95)	-0.6826 (-1.57)	0.4600** (2.02)
d.2003	2.1831* (7.77)	-0.0912 (-0.21)	1.0420* (4.52)
d.2004	2.2197* (8.82)	-0.1210 (-0.27)	0.9967* (4.30)
d.2005	1.6132* (8.96)	-0.5877 (-1.27)	0.5863** (2.37)
constante	0.0775 (0.11)	-1.1741*** (-1.76)	-1.4253* (-3.72)
R2	0.2564	0.3121	0.2587
Teste F / chi2	38516.34	886.53	263.29
Observações		15865	

\* / \*\* / \*\*\* Significante a 1%, 5% e 10% respectivamente

Fonte dos dados básicos: DATASUS e IPEADATA

As regressões são válidas pelo teste  $F$  – para MQO empilhado – e pelo teste *qui-quadrado* de Wald – para efeitos fixos e aleatórios. Os valores entre parênteses são a estatística  $t$  das variáveis, e os valores acima destes são os dos coeficientes. Pelo teste de Hausman,

obtemos que o modelo de efeitos fixos é preferível ao de efeitos aleatórios<sup>44</sup>, e por todas as deficiências citadas na metodologia para o uso de MQO empilhado, acreditamos ser o modelo de efeitos fixos a estimação mais confiável dentre as apresentadas acima. Sabemos que a estimação que nos proporciona os coeficientes consistentes na amostra são as de efeito fixo, mas optamos por mostrar também os outros dois métodos, como forma de corroborar a análise, além de que achamos importante averiguar o efeito de algumas variáveis que não podem ser captadas pelo efeito fixo – o caso das *dummies* de aglomeração e de regiões políticas. Obtivemos 15.865 observações no modelo – de um universo de 33.378 possíveis – devido a problemas de insuficiência de informação em muitas prefeituras. Porém, mesmo com essa limitação de possuímos um painel não balanceado supomos não haver complicações para o modelo pelos motivos citados anteriormente na metodologia.

Na estimação de efeitos fixos verificamos significância no coeficiente das variáveis PIB (*pibpc*), participação do governo (*govpc*), gastos totais na saúde (*gastopc*), recursos próprios aplicados na saúde (*recproppc*), valor médio da internação (*vmedintpc*), número de atendimentos no PSF (*psf*), e assistência médica (*assmedpc*), além de todas as *dummies* para ano inseridas no modelo. Para as outras estimações feitas, encontramos padrão de significâncias parecido, com atenção dada às variáveis relacionadas a consultas (*cons*) e produção ambulatorial (*pambqpc*), que se mostraram importantes nos efeitos aleatórios e MQO empilhado, mas não nos efeitos fixos. Ainda destacamos a falta de significância das variáveis de tendência na estimação de efeitos aleatórios.

É importante lembrar nesse momento que as análises que serão feitas sobre o modelo englobam o impacto real das variáveis dependentes – ou seja, quantidade. Isso porque nos casos das variáveis monetárias realizamos o deflacionamento de todas as séries, estabelecendo como ano padrão 2000. Ainda importante é reiterar que, por análise de testes de exogeneidade, constatamos que as variáveis *gastopc* e *recproppc* são endógenas, e foram substituídas por variáveis instrumentais – as próprias variáveis defasadas em um período de tempo.

---

<sup>44</sup> Ou seja, pelo teste rejeitamos a hipótese nula de que os coeficientes dos dois modelos são iguais, e assim devemos escolher o efeito fixo.

Começamos nossas discussões pela avaliação do PIB *per capita*. O efeito do PIB sobre os gastos com medicamentos dá-se de maneira negativa e altamente significativa, o que pode denotar um resultado interessante, já que intuitivamente espera-se uma relação positiva entre riqueza e uso de medicamentos. Porém, a correlação existente entre renda per capita e educação é clara, e foi constatada por Mincer já em 1958 (Mincer, 1958). A intuição é a de que essa mesma evidência seja válida para o PIB municipal, visto que sociedades mais bem educadas tendem a possuir maiores rendas *per capita*. Um exercício para o ano de 2000 mostra que a correlação existente entre o PIB per capita municipal e o percentual de alfabetização da população é de 0.4172<sup>45</sup>. Não obstante, é possível que cidadãos mais educados preocupam-se e utilizam mais freqüentemente de métodos preventivos no tocante à saúde *vis a vis* a população menos favorecida, o que pode reduzir a necessidade de intervenção do governo municipal na assistência farmacêutica. Além disso, e mais importante, maior PIB *per capita* implica maior número de cidadãos com acesso a planos de saúde privados, o que também diminui a necessidade de ação do governo no setor de medicamentos.

Outra variável que se mostrou significativa na definição de despesa com medicamentos foi a despesa com gastos totais *per capita* na saúde (*gastopc*), o que já era de se supor. Nas três análises de regressão apresentadas o coeficiente da variável mostrou-se razoavelmente constante, o que denota certa estabilidade e relevância da mesma. No modelo de efeitos fixos, constatamos que um aumento em uma unidade nos gastos totais provoca um aumento de 0.0653 unidades na despesa farmacêutica – o que significa que 6.53% do aumento dos gastos totais seria destinado aos medicamentos. Se considerarmos que a participação média dessa rubrica de gastos na despesa total durante o período analisado é de 8.50%, nossos valores aproximam-se bastante do valor real de destinação média do período.

O número de produções ambulatoriais (*prodambqpc*) e consultas (*cons*) não foram relevantes para explicar os medicamentos no modelo de efeitos fixos, além da variável dose de vacinas (*dosevacpc*). A última trata de responsabilidade federal, não sendo,

---

<sup>45</sup> O levantamento foi feito com dados da própria pesquisa, sendo que o percentual de alfabetização foi conseguido através do site do DATASUS. A essa altura, é importante destacar que seria importante inserir o nível de educação da população no modelo. Porém, além de não existir dados a níveis municipais de escolaridade populacional, pelo alto nível de correlação com a variável PIB só seria possível inserir uma das duas no modelo, por efeitos de colinearidade.



portanto, gastos diretos do município. A justificativa de sua inclusão no modelo foi tentar constatar, através de uma *proxy* para presença federal, se a mesma era relevante nos gastos, o que não aconteceu. Porém, no caso das duas primeiras a intuição era a de que existisse algum tipo de significância nos coeficientes, o que também não se constatou. Esse resultado acontece porque, normalmente, nas consultas e na produção ambulatorial não há gasto municipal com medicamentos. Nas consultas, o gasto advém muito mais de pessoal – médicos disponibilizados para atendimento – e no caso de produção ambulatorial de pessoal e infra-estrutura – médicos e aparelhos hospitalares, respectivamente.

O mesmo não acontece no caso do valor médio de internações (*vmedintpc*) e do número de atendimentos realizados pelo Programa da Saúde da Família (*psf*). O sinal dos coeficientes dessas duas variáveis segue o esperado. Apesar de ser significativa apenas a 10%, o valor médio da internação apresenta sinal negativo com relação aos gastos com medicamentos dos municípios. A intuição que recai sobre esse resultado é a de que em internações mais onerosas o tipo de tratamento é considerado de alta complexidade. Assim, a responsabilidade de atuação foge da alçada municipal – lembremos que nos casos de medicamentos de alta e média complexidade os entes governamentais responsáveis pela assistência farmacêutica são o Estado e a União. Portanto, como ao município cabe a ação na assistência básica, as internações com menores valores médios *per capita* são normalmente suas atribuições, o que pode corroborar o sinal negativo no coeficiente da regressão.

Já o caso das PSF's pode ser explicado pela mesma tratar-se de uma medida preventiva. O Programa de Saúde da Família (PSF) foi criado pelo governo para diminuir a distância entre as famílias de mais baixa renda às necessidades mais básicas de atendimento hospitalar. Segundo o artigo 5, parágrafo 1, da Portaria GM/MS Nº 1.882, de 1997, cabe ao município

*“...o incentivo ao Programa de Agentes Comunitários de Saúde e Programa de Saúde da Família consiste no montante de recursos financeiros destinado a estimular a implantação de equipes de saúde da família e de agentes comunitários de saúde, no âmbito municipal, reorientando práticas, com ênfase nas ações de prevenção de doenças e promoção da saúde.”*

O investimento em PSF trata-se, portanto, de uma ação preventiva, em que se leva em conta que a maior proximidade dos postos hospitalares aumenta o acesso da população, diminuindo as probabilidades de necessidade de internações futuras. Assim, o coeficiente

negativo na análise de regressão verifica-se bastante intuitivo, e mostra que no caso da rubrica medicamentos em especial, o aumento de unidades de PSF contribuiu para a diminuição de seus gastos.

O coeficiente negativo para a assistência médica (*assmedpc*) também é intuitivo, visto que podemos tratar essa questão como uma delegação de serviços. Quanto maior o número de cidadãos possuidores de assistência médica, maior será a participação privada no setor de saúde daquele município. É razoável, portanto, que o aumento dessa atuação privada diminua a necessidade de atendimento com medicamentos por parte dos municípios à população, o que corrobora o sinal.

O motivo de apresentarmos os modelos de efeitos aleatórios e MQO empilhado, visto que o teste de Hausman mostrou ser o modelo de efeitos fixos o único consistente, foi o de apresentar o coeficiente de *dummies* para situações que consideramos importante averiguar e que não podem ser captadas pelo modelo de efeito fixo. Esse é o caso da análise para regiões políticas nacionais e a *dummy* de aglomeração<sup>46</sup>. Mesmo sabendo que os modelos de efeitos aleatórios (EA) e MQO empilhado podem possuir inconsistência, o intuito aqui é analisar apenas o sinal do coeficiente, e não sua intensidade. É razoável supor que o direcionamento de sinal dos seus coeficientes seja confiável.

O resultado encontrado para a *dummy* de aglomeração é que municípios situados em grandes concentrações populacionais tendem a gastar menos com medicamentos. A situação aqui não parece ser a de menor alocação de recursos nas grandes cidades, mas sim de economia de escala e aglomeração e/ou melhor regulamentação do Estado e União nas políticas públicas de saúde municipal. É razoável esperar que grandes municípios – ou municípios localizados próximo a estes – tenham economias de aglomeração devido à maior quantidade de gastos despendidos *vis a vis* os municípios menores. Uma hipótese dessa economia de aglomeração é a de que a maior quantidade de vendedores em grandes regiões populacionais provoque maior concorrência no setor, levando a queda de preços e conseqüente aumento de poder de compra pública local.

---

<sup>46</sup> O sentido de aglomeração presente no artigo engloba cidades metropolitanas, muitas vezes conurbadas, que possuem sozinha ou conjuntamente mais que trezentos mil habitantes.

Economia de escala, na microeconomia industrial, ocorre quando a expansão da capacidade de produção de uma empresa provoca um aumento na quantidade total produzida sem um aumento proporcional no custo de produção, pois há uma maior diluição dos custos fixos (Kupfer & Hasenclever, 2002). No caso dos municípios em aglomerações acreditamos que esses dois tipos de economia agem conjuntamente. O grande montante de compras municipal provoca redução do custo médio de operação, acontecendo economia de escala. Além disso, o grande número de vendedores nessas regiões aumenta o poder de barganha e capacidade de influência por parte das prefeituras, provocando economia de aglomeração.

Além das economias de escala e aglomeração, é possível que a maior presença das demais esferas de governo – estadual e federal – tenha um impacto de diminuição nos investimentos dos grandes municípios. É necessária nos mesmos uma maior estrutura física para atendimentos especializados, que supram a demanda dos mesmos e também dos municípios ao seu entorno. O conjunto de procedimentos ambulatoriais de média/alta complexidade necessita de áreas maiores de atuação para garantir eficiência produtiva, e por esse motivo são oferecidos apenas por maiores centros micro ou macro regionais. Serviços dessa complexidade, no tocante à rubrica de medicamentos, sofrem intervenção direta dos Estados e da União – vide a atuação dos entes na assistência farmacêutica explicada na seção 3.3.1 – o que pode diminuir a necessidade de intervenção municipal.

Em um exercício com os dados da pesquisa podemos corroborar o argumento. Até mesmo nos municípios englobados pela *dummy* de aglomeração podem-se notar os ganhos advindos pela escala da população. Municípios com população acima de duzentos mil habitantes gastam em média R\$ 3.79 com assistência farmacêutica, enquanto municípios com população menor que duzentos mil e que também são englobados pela *dummy* gastam R\$ 5.90. Além disso, a média geral de gastos para todos os municípios da amostra é de R\$ 9.54.

Sobre os resultados das *dummies* de região política, obtivemos surpresa. Como nossa região de comparação é a Sudeste, os coeficientes positivos das demais regiões nos mostram que todas gastam mais que esta na assistência farmacêutica. Tanto o modelo de efeitos aleatórios quanto o de MQO empilhado mostram significância a 1% em todos os coeficientes. O resultado é curioso, mas mostrou-se bastante robusto em nossas análises. Nos diz que há uma certa diferença regional na direção do assistencialismo farmacêutico,

mostrando que o Sudeste encontra-se aquém das demais regiões no direcionamento desses recursos.

Acreditamos que isso aconteça pela grande polarização da indústria de medicamentos no eixo Rio - São Paulo. Isso implica custos de transporte significativos para as demais regiões brasileiras, o que encarece o preço final para estas. Além disso, é provável que haja disputas de mercado mais acirradas dessas empresas em grandes centros urbanos e aglomerativos, que encontram-se em maior quantidade na região Sudeste, o que revalida a tese de economias pecuniárias de aglomeração.

Passamos agora para a análise dos coeficientes das *dummies* de ano. A suposição aqui é que, após ser controlado para todas as demais variáveis, os gastos com medicamentos podem ainda obedecer a uma tendência de evolução que seria exógena aos padrões explicativos das variáveis propostas no modelo. Ou seja, existiriam razões fora as já definidas que teriam grande influência nas despesas. Supomos que, dentre essas razões, a que pode ser considerada mais forte é a influência dos medicamentos genéricos nos preços dos medicamentos em geral, que já foi considerado importante componente no processo de formação de preços.

A idéia implícita nessa afirmação é que o barateamento dos preços de medicamentos causado pela entrada no mercado dos medicamentos genéricos – comprovado na seção 3.2.2 – pode ter contribuído para uma melhoria no atendimento prestado pelos municípios à população em geral. Ou seja, como os gastos são definidos pelo preço e quantidade, uma redução no preço via aumento de participação dos genéricos pode induzir um aumento na quantidade demandada pelas prefeituras sem modificação nos gastos finais. A suposição incluída nessa análise é a de que, ao analisarmos os gastos reais do município – ou seja, descontada a inflação do período – uma tendência evolutiva nos coeficientes das *dummies* anuais significa aumento no consumo de medicamentos influenciado em grande parte pelos genéricos.

Essa parece ser a situação encontrada. A análise dos coeficientes nos mostra que os mesmos são significativos e exibem uma tendência de crescimento até o ano de 2003, com uma certa constância em 2004 e uma ligeira queda para 2005. Se atribuirmos parte dessa tendência aos genéricos, podemos dizer que os mesmos foram responsáveis por um grande

aumento nos gastos públicos durante os cinco anos posteriores à sua introdução – 2000 a 2004.

### 3.5.1. Provável Exaustão do Modelo “Genéricos”

Foi considerado que o aumento da presença dos medicamentos genéricos no mercado nacional tem influenciado negativamente os preços dos medicamentos. Pela análise da regressão temporal da seção 3.2.2 averiguamos que a política regulatória do governo foi até mais importante na definição dos preços dos medicamentos do que variáveis consolidadas e consideradas de extrema relevância na literatura da área, como taxa de câmbio e comércio internacional.

Porém, como visto no modelo dos gastos municipais, a influência dessa linha de medicamentos no crescimento de oferta de medicamentos municipais pode estar se esgotando. O crescimento nas ações do governo visto até o ano de 2003 vai sumindo, sendo que para 2005 o modelo constata uma ligeira queda, ou seja, uma quebra na evolução. Com essa mudança, torna-se importante analisar como a relação entre os genéricos e o nível de preços no setor se dá ao longo dos anos. Para tentar fornecer informações a esse resultado, optamos por analisar a correlação entre o *market share* dos genéricos em unidade e valor e o índice de preço dos medicamentos nos anos de 2002 a 2005.

**TABELA 9: Correlações entre INPC-Medicamentos e market share dos genéricos (unidade e valor) nos anos de 2002 a 2005**

	2002	2003	2004	2005
INPC-medicamentos / genéricos unidade	-0.7815	-0.7171	-0.3348	-0.1451
INPC-medicamentos / genéricos valor	-0.7759	-0.7200	-0.2680	-0.1401

Fonte dos dados básicos: BACEN, IBGE, IPEADATA e Pró-Genéricos

A análise de correlação foi preferida à análise de regressão de série temporal para cada ano. O motivo recai sobre a confiabilidade das informações que seriam disponibilizadas, visto que para a segunda contaríamos com um número pequeno de observações – doze (12) para cada ano – o que nos forneceria poucos graus de liberdade e conseqüentemente menor

significância nos parâmetros explicativos. Já a correlação nos fornece a relação direta entre as variáveis, o que parece ser de maior utilidade nesse momento.

Constatamos correlação negativa entre os genéricos e o índice de inflação para todos os períodos da análise, porém podemos ver que a magnitude da mesma vai diminuindo ao longo dos anos. Isso significa que a influência de queda nos preços dos medicamentos vai se dissipando com o tempo, o que pode demonstrar que o mercado de genéricos pode ser visto, em alguma medida, como uma estrutura industrial que se assemelha ao modelo de Bertrand (Mas-Collel *et al*, 1995), onde estratégias concorrenciais não-cartelizadas podem gerar guerras de preços seqüenciais com convergência para baixo níveis de preços, em tese próximos aos custos. A homogeneidade de produtos, a ausência de economias de escala e escopo e as tecnologias difundidas restringiriam a capacidade das empresas de sustentar elevadas margens de lucro. Com essa disputa marcada por limitadas barreiras à entrada, as perspectivas são de que o preço que vigorará no mercado a longo prazo será o de concorrência perfeita com lucro normal.

Deve-se lembrar ainda que os medicamentos de marca que possuem o mesmo princípio ativo dos genéricos possuem como única forma de diferenciação de produto as estratégias de *marketing*. Assim, os genéricos podem possuir um poder de influência no direcionamento de preços muito maior do que mostra sua participação no mercado, fazendo com que esses medicamentos de referência sejam participantes, em alguma medida, do mesmo jogo de oligopólio de Bertrand. Os genéricos podem então ter influenciado fortemente o mercado quando de sua implantação e nos anos posteriores, mas essa influência pode estar diminuindo. Haveria portanto, um maior efeito na percepção da política dos genéricos no início da mesma. Após um certo tempo, os ganhos marginais com a mesma parecem diminuir de magnitude, mas é sempre importante lembrar que o ganho de nível está posto.

### **3.6. Conclusões**

A descentralização provocada pela criação do Sistema Único de Saúde (SUS) na Constituição Federal de 1988 delegou uma importância muito grande aos municípios da federação no que tange ao atendimento à saúde, visto que a partir de então os mesmos tornaram-se responsáveis por ações primordiais no direcionamento de políticas públicas.

Como uma parte importante nessa delegação, ficou a cargo dos estes municipais as políticas de atenção básica à saúde, sendo que dentro dessa rubrica encontra-se também a distribuição e atendimento à população de medicamentos de assistência básica.

Assim, é justamente no estudo desses gastos municipais com medicamentos que pretendíamos averiguar a eficácia da política pública dos medicamentos genéricos. Acreditamos haver uma alta correlação entre os mesmos e os medicamentos de assistência básica, que foram justamente o alvo principal no viés pró-barateamento de preços personificado nos genéricos. Sendo assim, estudar a evolução desses gastos nos forneceria informações de como a mesma impactou a qualidade dos serviços municipais de assistência farmacêutica e o acesso da população aos medicamentos em geral.

Inicialmente apresentamos o mercado e a indústria farmacêutica, mostrando o aumento da importância dos medicamentos genéricos na indústria nacional e a sua participação na formação dos preços dessa indústria. Por uma regressão de série temporal em primeira diferença, constatou-se uma relação negativa entre essa linha de medicamentos e o índice de preços dos medicamentos, relação essa até mais importante do que variáveis tidas como altamente relevantes na macroeconomia para a definição de preços, como a taxa de câmbio e o nível de comércio internacional.

Depois, ao analisar 5.563 municípios nos anos de 2000 a 2005, procuramos estabelecer uma relação entre os gastos reais com medicamentos e variáveis que julgássemos relevantes para a explicação desses gastos. Através de base de dados disponíveis pelo Ministério da Saúde no site do DATASUS e pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) no site IPEADATA, levantamos uma série de variáveis relacionadas à saúde e de âmbito sócio-econômico, e através da técnica estatística de análise fatorial encontramos aquelas que possuíam uma maior proximidade aos gastos reais com medicamentos. A partir daí, por análises de Dados em Painel, propomos um modelo que pudesse explicar a evolução municipal nos medicamentos.

Na estimação de efeitos fixos, encontramos significância nas variáveis relacionadas ao PIB, gastos totais na saúde, recursos próprios aplicados na saúde, valor médio da internação, número de atendimentos no PSF e assistência médica, além de todas as *dummies* para ano inseridas no modelo. Nas estimativas de efeitos aleatórios e MQO

empilhado, os coeficientes de todas as *dummies* de região e da *dummy* de aglomeração foram significantes.

As leituras mais interessantes recaem sobre a significância das *dummies*. Há uma tendência de menores gastos em municípios localizados em grandes aglomerações, indicando economias de escala e pecuniárias nas mesmas. Além disso, municípios da região Sudeste gastam menos com medicamentos que os municípios das demais regiões, muito disso devido ao grande número de plantas produtivas de medicamentos nessa região, o que diminui custos advindos de transporte. Ademais, a proximidade desses municípios às indústrias e seu tamanho – visto a grande quantidade de aglomerações na Região Sudeste – pode aumentar o contato entre os mesmos e conseqüente poder de barganha do comprador.

Porém, nossa conclusão principal recai sobre os coeficientes para as *dummies* anuais. Essas *dummies* significam controle dos gastos para fatores exógenos ao modelo, dentre eles, e que consideramos o principal fator, o aumento da participação dos genéricos no mercado nacional. A leitura dos mesmos aponta para um aumento até o ano de 2003, com gastos permanecendo constantes em 2004 e sofrendo uma ligeira queda em 2005. Houve uma tendência, portanto, de aumento real nos gastos até 2003, mas essa tendência se estagnou posteriormente.

Essa tendência caminha conjuntamente com a tendência de queda da correlação negativa entre a participação dos genéricos e o índice de preço dos medicamentos – INPC Saúde – no período 2002 a 2005. Os resultados nos mostram que essa correlação vai diminuindo com o passar do tempo, o que pode validar os resultados encontrados no modelo. Ou seja, os medicamentos genéricos influenciaram em grande monta os aumentos dos gastos reais dos municípios brasileiros com medicamentos até 2003, mas pelo seu efeito sobre os preços dos medicamentos diminui constantemente de intensidade durante os anos, sua influência diminuiu a intensidade.

Nesse caso, acreditamos que os genéricos causaram uma estrutura oligopolista de Bertrand no cenário do mercado brasileiro de medicamentos, onde a estratégia entre estruturas industriais não cartelizadas gera guerras de preço seqüenciais, diminuindo o preço final ao consumidor até um ponto de preço de concorrência perfeita com empresas auferindo lucro normal. É lógico que ainda existe uma certa diferenciação de produtos, particularmente



entre os medicamentos de referência e seus genéricos, mas parece que o efeito de queda de preços causado pelos genéricos no mercado nacional está se exaurindo.

A política regulatória proposta em 1999 parece, portanto, ter sido bem sucedida no que tange à diminuição de preços ao consumidor final. Os genéricos contribuíram para barateamento de produtos farmacêuticos de menor intensidade tecnológica e, com isso, pode ter proporcionado aumento de bem-estar para a população, visto que aumentou os gastos reais com medicamentos municipais. Porém, a fé da resolução dos problemas do mercado de medicamentos a apenas essa política não é correta, visto que gradualmente parece estar se exaurindo o efeito da mesma.

O papel dos genéricos foi e está sendo cumprido com louvor, mas creditar apenas a ele a resolução dos problemas na indústria farmacêutica parece errado. A intervenção na parte de cima da cadeia produtiva, via investimentos e promoção de redes de *P&D* parece ser cada vez mais a política certa para um crescimento sustentado no setor e conseqüente aumento de bem-estar da população em um horizonte mais longo de tempo.

### 3.7. Bibliografia

BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. New York: John Wiley, 1996. 257 p.

BAUM, C. F. *An introduction to modern econometrics using stata*. Texas: Stata, 2006. 341 p.

BAUM, C. F.; SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. *Instrumental variable and GMM: estimation and testing*. Boston: Department of Economics Boston College, 2003. (Working Paper; 545).

BRASIL. Congresso Nacional. *Relatório da CPI dos medicamentos*. Brasília, DF 2000. 420 p.

BRASIL. Constituição (1988). *Título VIII – da ordem social. Cap.II, -Seção II, da saúde- Artigos 196; 197; 198 (Parágrafo único – EC -29); 200. [198-]. Disponível em: <[http://www.crefito5.com.br/web/sus/01\\_Constitui%E7%E3o.pdf](http://www.crefito5.com.br/web/sus/01_Constitui%E7%E3o.pdf)>. Acesso em: 25 mar. 2008*

BRASIL. Lei n. 8.080, de 19 de setembro de 1990. Lei Orgânica da Saúde. Dispõe sobre as condições para a promoção, proteção e recuperação da saúde, a organização e o funcionamento dos serviços correspondentes e dá outras providências. In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Legislação do SUS*. Brasília, 2003a. p. 22

BRASIL. Lei n. 9.787, de 10 de fevereiro de 1999. Altera a Lei nº 6.360, de 23 de setembro de 1976, que dispõe sobre a vigilância sanitária estabelece o medicamento genérico, dispõe sobre a utilização de nomes genéricos em produtos farmacêuticos e dá outras providências. In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Legislação do SUS*. Brasília: 2003b. p. 182

BRASIL. Portaria GM/MS nº 1.882, de 18 de dezembro de 1997. Estabelece o Piso de Atenção Básica – PAB – e sua composição. In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Legislação do SUS*. Brasília: 2003c. p. 87.

BRASIL. Portaria GM/MS nº 3.916, de 30 de outubro de 1998. Define a Política Nacional de Medicamentos. In: BRASIL. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Legislação do SUS*. Brasília: 2003d. p. 107.

BRASIL. Ministério da Saúde. Agência Nacional de Vigilância Sanitária. Câmara de Regulação do Mercado de Medicamentos. *Resolução CMED n. 4*, de 18 de dezembro de 2006. Dispõe sobre o Coeficiente de Adequação de Preços – CAP, sua aplicação, e altera a Resolução CMED nº. 2, de 5 de março de 2004. [2006?]. Disponível em: <[http://www.anvisa.gov.br/monitora/cmed/legis/resol/04\\_06.pdf](http://www.anvisa.gov.br/monitora/cmed/legis/resol/04_06.pdf)>. Acesso em: 08 jan. 2008

BRASIL. Ministério da Saúde. *Política nacional de medicamentos 2001*. Brasília, 2001. 41 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. Gabinete do Ministro. *Portaria n. 204* de 29 de janeiro de 2007. Regulamenta o financiamento e a transferência dos recursos federais para as ações e os serviços de saúde, na forma de blocos de financiamento, com o respectivo monitoramento e controle. Disponível em: <[http://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2007/prt0204\\_29\\_01\\_2007.html](http://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2007/prt0204_29_01_2007.html)>. Acesso em: 11 jan. 2008.

CAPANEMA, L. X. L.; PALMEIRA FILHO, P. L. Indústria farmacêutica brasileira: reflexões sobre sua estrutura e potencial de investimentos. In: TORRES FILHO, E. T.; PULGA, F. P. (Ed.). *Perspectiva do Investimento 2007/2010*. Rio de Janeiro: BNDES, 2007. p. 163-206.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley, 1995. 433 p.

GOMES, C. A. P. *A assistência farmacêutica no Brasil: análise e perspectivas*. Brasília: Ministério da Saúde/Secretaria de Políticas da Saúde.[200-]. Documento Técnico

GRABOWSKI, H. *Innovation and R&D incentives for orphan drugs and neglected diseases*. Duke: Duke University, 2003.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5th ed. Upper Saddle River, N. J.: Prentice Hall, 2003. 1026 p.

JOHNSON, J.; DINARDO, J. *Econometric methods*. 4th ed. New York: McGraw-Hill, 1997. 531 p.

KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. *Economia industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil*. Rio de Janeiro: Campus, 2002. 640 p.

MAS-COLLEL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. *Microeconomic theory*. New York: Oxford University Press, 1995. 981 p.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 66, n. 4, p. 281-305, Aug. 1958.

MINGOTI, S. A. *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem moderna*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2007. 295 p.

NISHIJIMA, M.; BIASOTO, G. Os preços dos medicamentos de referência após a entrada dos medicamentos genéricos no mercado brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. [Anais]. [S. l.]: Anpec, 2003. 1 CD ROM ?

OHANA, E. F. *Comparativo internacional de preços de produtos farmacêuticos em 2005*. São Paulo: Federação Brasileira da Indústria Farmacêutica, 2006

PHARMACEUTICAL RESEARCH AND MANUFACTURERS OF AMERICA. *Pharmaceutical industry profile 2007*. Washington DC, 2007. Disponível em : <<http://www.phrma.org/files/Profile%202007.pdf>> Acesso em: 14 jan. 2008

ROMANO, L. A. N. et al. *Análise de desempenho econômico-financeiro do setor farmacêutico no Brasil: 1998 a 2003*. São Paulo: Febráfarma, 2005.

SANTOS, B. E. *A cadeia da inovação na indústria farmacêutica*. Brasília: Secretaria de Acompanhamento Econômico do Ministério da Fazenda, 2007. Documento Técnico

STATA CORP – STATA. *Statistical software: release 10*. College Station, TX: StataCorp LP, 2008.

VIEIRA, F. S.; MENDES, A. C. R. *Evolução dos gastos com medicamentos: crescimento que preocupa*. Brasília: Ministério da Saúde, 2007. Documento Técnico

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics: a modern approach*. 3rd. ed. Mason: Thomson, 2006. 890 p.

## 3.8. Anexos

**TABELA A.1: Descrição das variáveis do modelo de série de temporais com variáveis defasadas para explicação do índice nacional de preços ao consumidor dos medicamentos (INPC-medicamentos)**

Abreviação	Descrição	Unidade de medida	Intervalo de estudo	Base de dados
<b>Variável dependente</b>				
<i>inpcsaude</i>	Índice de Preços ao Consumidor - despesas com saúde e cuidados pessoais	% a.m.	2002.1 / 2008.07	IBGE
<b>Variáveis independentes</b>				
<i>inpcgeral</i>	Índice Nacional de Preços ao Consumidor	% a.m.	2002.1 / 2008.07	IBGE
<i>cambio</i>	Taxa de câmbio comercial para venda: real (R\$) / dólar americano (US\$) - fim período	R\$/US\$	2002.1 / 2008.07	BACEN
<i>expfarm</i>	Valor FOB das exportações por setor: farmacêutica e perfumaria	US\$	2002.1 / 2008.07	IPEADATA
<i>impfarm</i>	Valor FOB das importações por setor: farmacêutica e perfumaria	US\$	2002.1 / 2008.07	IPEADATA
<i>prodfarm</i>	Produção de produtos farmacêuticos	R\$	2002.1 / 2008.07	IPEADATA
<i>genunidade</i>	Participação dos genéricos no mercado de medicamentos por unidade vendida	% de mercado	2002.1 / 2008.07	PROGENÉRICOS
<i>genvalor</i>	Participação dos genéricos no mercado de medicamentos por valor de mercadoria	% de mercado	2002.1 / 2008.07	PROGENÉRICOS

Fonte: Elaboração Própria

**TABELA A.2: Teste ADF de raiz unitária das séries de temporais do modelo que explica o índice nacional de preços ao consumidor dos medicamentos (INPC-medicamentos)**

Séries	Teste	P-valor	I
<i>inpcsaude</i>	-5.116	0.0000	0
$\Delta$ <i>inpcsaude</i>	-10.774	0.0000	1
<i>inpc geral</i>	-3.221	0.0188	0
$\Delta$ <i>inpcgeral</i>	-10.774	0.0000	1
<i>cambio</i>	-0.846	0.8052	0
$\Delta$ <i>cambio</i>	-8.045	0.0000	1
<i>expfarm</i>	-0.975	0.7623	0
$\Delta$ <i>expfarm</i>	-10.114	0.0000	1
<i>impfarm</i>	-0.958	0.7684	0
$\Delta$ <i>impfarm</i>	-12.344	0.0000	1
<i>prodfarm</i>	-4.728	0.0001	0
$\Delta$ <i>prodfarm</i>	-10.024	0.0000	1
<i>genunidade</i>	-0.808	0.8168	0
$\Delta$ <i>genunidade</i>	-8.881	0.0000	1
<i>genvalor</i>	-0.625	0.8651	0
$\Delta$ <i>genvalor</i>	-8.891	0.0000	1

Período: 01.2002 a 07.2008

ADF: valor crítico 1%=-3.539 / valor crítico 5%=-2.907

Fonte dos dados básicos: BACEN, IBGE, IPEADATA e Pró-Genéricos

**TABELA A.3: Teste “C” para exogeneidade das variáveis do setor saúde nos modelos de regressão de Dados em Painel**

Variáveis	teste "C"	p-valor
<i>gastopc</i>	8.313	0.003
<i>recprop</i>	3.489	0.061
<i>vmedintpc</i>	2.152	0.142
<i>pambqpc</i>	0.090	0.764
<i>psf</i>	2.012	0.231
<i>cons</i>	2.227	0.136
<i>dosevacpc</i>	0.187	0.683
<i>assmedpc</i>	0.056	0.873

Número de observações: 14567

Fonte dos dados básicos: DATASUS