

Vitor Felipe Oliveira de Miranda

**Motivações e fluxos das transferências  
interdomiciliares no Brasil: uma  
aplicação utilizando o Benefício de  
Prestação Continuada**

BELO HORIZONTE, MG  
CEDEPLAR / UFMG  
2007

Vitor Felipe Oliveira de Miranda

# **Motivações e fluxos das transferências interdomiciliares no Brasil: uma aplicação utilizando o Benefício de Prestação Continuada**

Dissertação apresentada ao curso de mestrado 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 Demografia.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo L. G. Rios Neto

Co-Orientador: Prof. Dr. Cássio M. Turra

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG  
2007

## Folha de Aprovação

*Aos meus pais,  
Dimas e Bete*

## AGRADECIMENTOS

Ao professor Eduardo Rios Neto pela orientação garantida na realização deste trabalho, assim como pelo apoio prestado ao longo de todo o curso de mestrado em Demografia.

Ao professor Cássio Turra, pela co-orientação neste trabalho e constante apoio em minhas atividades acadêmicas.

Aos demais professores do departamento de Demografia do Cedeplar, pelo excelente treinamento recebido durante meus dois anos como integrante do programa de mestrado.

À Lucília, pela boa-vontade e eficiência em agendar reuniões de orientação.

Aos colegas da coorte 2005, pelas ajudas em sala de aula, mas especialmente pela grande amizade que construímos fora do ambiente acadêmico.

Ao CNPQ, pelo financiamento público do meu treinamento.

Aos meus pais, irmãos, familiares e amigos, que com paciência souberam entender minha constante ausência durante a elaboração desta dissertação. Em especial, agradeço à Flávia, por ter sido sempre uma companheira fundamental em todos os momentos.

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BPC – Benefício de Prestação Continuada

DD – Diferença-em-diferença

DDD – Diferença-em-diferença-em-diferença (tripla diferença)

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

INSS – Instituto Nacional de Seguridade Social

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

LOAS – Lei Orgânica da Assistência Social

MPS – Ministério da Previdência Social

MDS – Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome

PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

PSM – *Propensity Score Matching*

RFPC – Renda familiar *per capita*

SM – Salário-mínimo

SUS – Sistema Único de Saúde

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO .....	1
2 OS MODELOS ALTRUÍSTA E DE TROCA.....	5
2.1 A abordagem de Cox: uma tentativa de síntese .....	5
2.2 Resultados de estudos anteriores .....	11
3 AVALIAÇÃO DE IMPACTO EM POLÍTICAS PÚBLICAS .....	17
3.1 Causalidade e o contrafactual .....	17
3.2 Seleção aleatória .....	22
3.3 Pareamento .....	23
3.4 Diferença-em-diferença .....	25
4 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO .....	34
4.1 Evolução histórica do BPC .....	34
4.2 As reformas do BPC como estratégia de identificação .....	41
4.3 A renda familiar per capita .....	46
4.3.1 A família BPC .....	47
4.3.2 A renda individual.....	52
4.4 A base de dados.....	55
5 RESULTADOS .....	57
5.1 Análises descritivas .....	57
5.2 Análise de impacto .....	62
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	81
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	86
ANEXOS .....	93

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

	pág.
FIGURA 3.1 – Visão esquemática do resultado de uma intervenção sobre a variável indicadora e definição do impacto.....	19
FIGURA 3.2 – Visão esquemática da evolução da variável indicadora para indivíduo tratamento e indivíduo controle.....	20
FIGURA 3.3 – Visão esquemática de evolução temporal da variável indicadora (Y) para indivíduo tratamento e indivíduo controle.....	26
FIGURA 4.1 – Visão esquemática do impacto da mudança na lei (redução da idade de elegibilidade e novo conceito de família) sobre o recebimento de transferências para indivíduo tratamento e indivíduo controle.....	38
FIGURA 4.2 - Quantidade de BPCs concedidos, mês a mês, por grupos de espécies: Brasil, janeiro de 1996 a dezembro de 2005. ....	40
FIGURA 4.3 – Esquema de investigação em Carvalho (2005) e no presente trabalho.....	43

## LISTA DE TABELAS

	pág.
TABELA 2.1 – Relações esperadas entre renda do receptor da transferência (Ri) e valores e probabilidades de transferências (T), nas motivações altruísta e de troca .....	10
TABELA 3.1 – Probabilidades estimadas de Y e mensuração do efeito tratamento por diferença-em-diferença, através dos coeficientes de regressão da Equação 3.14, para um dado vetor X' .....	29
TABELA 4.1 – Esquema das principais mudanças ocorridas na legislação do BPC para os idosos.....	37
TABELA 4.2 - Porcentagem dos idosos, de 63 a 69 anos, por tipo de família-BPC e ano: Brasil, 1997-98, 2003-04.....	51
TABELA 4.3 – Número de indivíduos entrevistados na PNAD, por idade e ano da pesquisa.....	56
TABELA 5.1 - Médias e desvios-padrão de variáveis descritivas selecionadas, antes (1995-96-97) e depois (1998-1999-2001) da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos.....	58
TABELA 5.2 - Médias e desvios-padrão de variáveis descritivas selecionadas, antes (2002-2003) e depois (2004-2005) da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos.....	59
TABELA 5.3 - Médias e desvios-padrão de variáveis descritivas selecionadas, antes (1995-96-97) e depois (1998-1999-2001) da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos.....	61
TABELA 5.4 - Médias e desvios-padrão de variáveis descritivas selecionadas, antes (2002-2003) e depois (2004-2005) da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos.....	62
TABELA 5.5 – Relações esperadas entre renda do receptor da transferência (Ri) e valores (T) e probabilidades de transferências, nas motivações altruísta e de troca.....	63
TABELA 5.6 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.....	64
TABELA 5.7 – Coeficientes de regressão da probabilidade de receber transferência de não-morador, para redução da idade mínima de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos, e valores médios (V.M.) das variáveis independentes na amostra: Brasil, idosos, 1992-96 e 1995-2001.....	68
TABELA 5.8 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.....	69

TABELA 5.9 – Estimativas padronizadas do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre a proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador, intervalos de confiança de 95% ( $IC_{0,95}$ ) para estas estimativas e proporção estimada de recebedores de transferência no grupo tratamento afetado, no período depois ( $L_{Trat,Af,Dep}$ ).....	71
TABELA 5.10 – Coeficientes de regressão da probabilidade de receber transferência de não-morador, para redução da idade mínima de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos, e valores médios (V.M.) das variáveis independentes na amostra: Brasil, idosos, 1995-2001 e 2002-2005.....	72
TABELA 5.11 - Estimativas padronizadas do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos sobre a proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador, intervalos de confiança de 95% ( $IC_{0,95}$ ) para estas estimativas e proporção estimada de recebedores de transferência no grupo tratamento afetado, no período depois ( $L_{Trat,Af,Dep}$ ).....	73
TABELA 5.12 - Estimativas padronizadas do impacto das reduções da idade de elegibilidade ao BPC sobre a proporção de idosos que residem em domicílio que recebe transferência de não-morador, intervalos de confiança de 95% ( $IC_{0,95}$ ) para estas estimativas e proporção estimada de recebedores de transferência no grupo tratamento afetado, no período depois ( $L_{Trat,Af,Dep}$ ).....	75
TABELA 5.13 – Coeficientes e p-valores de regressão Tobit do valor real de doação recebida de não-morador, para redução da idade de elegibilidade ao benefício e 70 para 67 anos: Brasil, idosos, 1995-2001.....	78
TABELA 5.14 – Coeficientes e p-valores de regressão Tobit do valor real de doação recebida de não-morador, para redução da idade de elegibilidade ao benefício e 67 para 65 anos: Brasil, idosos, 1995-2001 e 2002-2005.....	78

## RESUMO

Este trabalho aborda a dinâmica dos fluxos de transferência interdomiliares na sociedade brasileira. O estudo foca-se na observação de como as famílias doadoras de recursos ajustam as transferências que realizam diante de um aumento exógeno na renda dos recebedores de recursos. O arcabouço para analisar esta situação baseou-se na proposta teórica de Cox (1987). Em última instância, investigou-se se a reação das famílias a um choque exógeno de renda exógeno promovido por uma política pública pode ser capaz de realocar, de maneira significativa, as transferências privadas anteriormente realizadas.

A análise se aproveitou de dois fatos empíricos particulares: duas reduções da idade de elegibilidade ao Benefício de Prestação Continuada (BPC). Criado inicialmente como um benefício acessível a idosos de baixa renda com 70 anos de idade ou mais, a idade de elegibilidade ao benefício foi reduzida por lei para 67 anos, em 1998, e para 65 anos, em 2004. Sendo choques de renda exógenos direcionados a grupos etários particulares, ocorridos a partir de momentos determinados no tempo, estes se configuram como situações empíricas privilegiadas para se tentar inferir causalidade através da técnica de diferença-em-diferença.

Utilizando-se dados da PNAD, observou-se que as duas reduções na idade de elegibilidade estiveram associadas tanto a reduções na probabilidade de receber transferências, quanto na magnitude das transferências recebidas pelos grupos etários que se tornaram elegíveis. Isto sugere a existência de efeito *crowding-out* na sociedade brasileira e alerta para que sua possibilidade de ocorrência seja levada em consideração no desenho de futuras políticas públicas.

## ABSTRACT

This study uses the framework developed by Donald Cox (1987) to inspect the flow of private interhousehold transfers in Brazil. More precisely, it investigates if an exogenous increase in the income of transfer recipients, made by a public transfer, can decrease the transfers received. To test this hypothesis, this study used data from periods before and after two major legal changes in the rules of the Continuous Cash Benefit Programme (BPC). Created as a benefit directed to poor individuals 70 years old or older, BPC had its eligibility age reduced to 67 in 1998 and to 65 in 2004. These expansions on the benefit coverage can be seen as exogenous income increases directed to certain age groups. These particular situations serve as empirical cases that can be analyzed using a difference-in-difference approach to estimate the impact of the policy change. Using PNAD data, it was found that the two changes in the eligibility age were associated with a reduction both in the probability to receive private transfers and in the magnitude of transfers received by those in the age groups that became eligible. This indicates that families may crowd-out private transfers in response to public income transfers and points out that the possibility of crowding-out effects should be considered in the design of future income transfer policies in Brazil.

# 1 INTRODUÇÃO

As transferências privadas de recursos entre domicílios possuem um relevante papel social, especialmente nos países em desenvolvimento, onde muitas vezes as redes sociais operam suprindo as lacunas deixadas pelo Estado. Todavia, mesmo nas ocasiões em que o Estado atua realizando transferências de renda, através de políticas públicas, as transferências privadas mostram-se como importantes agentes na dinâmica da distribuição de recursos entre domicílios. Isto decorre do fato que estas transferências privadas podem redistribuir as transferências públicas, reduzindo ou mesmo neutralizando o efeito destas últimas, por exemplo.

Conforme discutido nas influentes propostas de Becker (1974) e Barro (1974), domicílios doadores podem reduzir o volume de transferências privadas que direcionam aos domicílios recebedores quando transferências públicas aumentam a renda destes últimos. De uma maneira geral, esta diminuição da despesa privada em resposta a um aumento da despesa pública é conhecida, na literatura econômica, como efeito *crowding-out* ou efeito-deslocamento.

A importância das transferências privadas na vida econômica e social, acompanhada da possibilidade de efeito *crowding-out*, fez com que muitos estudiosos de população buscassem descrever as motivações para a realização destas, bem como suas conseqüências para o bem-estar das famílias. Donald Cox, em seu clássico artigo de 1987, propõe duas abordagens para analisar as motivações das transferências privadas: altruísmo e troca (*exchange*<sup>1</sup>) (COX 1987). Na proposta altruísta, baseada nos desenvolvimentos iniciais de Becker (1974) e Barro (1974), o indivíduo, sendo benevolente, realiza a transferência principalmente porque se preocupa com o bem-estar do receptor do recurso, sem necessidade de receber algum recurso em contrapartida.

Na abordagem de troca, o indivíduo faz a transferência porque espera receber algum serviço em retorno. Na formulação de Cox, o conceito de serviços não deve ser limitado apenas àqueles que poderiam ser comprados no mercado,

---

<sup>1</sup> SAAD (2004) traduz este termo como “intercâmbio social”.

mas engloba também várias relações sociais como, por exemplo, afazeres domésticos, visitas informais, companheirismo ou um simples telefonema. O necessário é que as relações sociais envolvidas na troca tenham capacidade de trazer algum aumento de bem-estar àquele que está doando o recurso. De fato, Cox dá maior ênfase aos serviços que não têm substitutos claros no mercado, como as relações que envolvem cuidado com parentes ou membros da comunidade. (COX 1987)

Uma característica interessante do modelo proposto por Cox é que ele produz algumas hipóteses testáveis. Em um ambiente de transferências majoritariamente de motivação altruísta, o objetivo principal do doador de recursos é que o recebedor mantenha um determinado nível de bem-estar. Desta forma, um aumento exógeno na renda do recebedor permite que o doador diminua as transferências que realiza até o ponto em que o recebedor atinja o nível de bem-estar prévio ao aumento de renda.

Já em um ambiente de motivações predominantemente de troca, as transferências possuem alguma prestação de serviço como lastro. Como um aumento exógeno na renda do recebedor causa um aumento do preço relativo do serviço prestado, este vai desejar receber um maior volume de transferências privadas para realizar o mesmo serviço que prestava anteriormente. Caso o doador decida aumentar as transferências privadas para continuar recebendo o serviço, o aumento final na renda do recebedor pode ser, inclusive, maior que o aumento trazido pela transferência pública.

Em outras palavras, dependendo da motivação principal que rege as transferências privadas em uma sociedade, o resultado final de um programa público de transferência de renda sobre a alocação de recursos na sociedade pode ser muito distinto. Em um cenário de motivações altruístas, o efeito final pode ser no sentido oposto ao planejado pelo formulador de políticas públicas, devido ao efeito *crowding-out*. Em um cenário de motivações impulsionadas pela troca, o resultado final depende da relação entre o serviço ofertado pelo recebedor e o preço que o doador está disposto a pagar por ele. Desta maneira, apesar de um dos possíveis resultados sob motivação de troca ser um efeito *crowding-out*, outro possível resultado é que as transferências interdomiliares

reforcem os fluxos de transferência de renda pretendidos pelo idealizador da transferência pública.

Neste contexto, o objetivo geral deste estudo é examinar os fluxos de transferências interdomiliares no Brasil e, principalmente, como as famílias doadoras ajustam as transferências que realizam diante de um aumento exógeno na renda dos recebedores. Mais especificamente, o presente trabalho pretende avaliar os efeitos da expansão do programa Benefício de Prestação Continuada (BPC) sobre as transferências interdomiliares no país. Este é um programa federal de transferência de renda de cobertura nacional, iniciado em 1996, destinado a idosos e pessoas portadoras de deficiência.

A análise concentra-se nos benefícios de BPC recebidos por idosos, aproveitando como estratégia investigativa as duas mudanças ocorridas na legislação, as quais reduziram a idade mínima de elegibilidade ao benefício. Na criação do programa, a idade mínima de elegibilidade era de 70 anos. A partir de 1998 passou a vigorar a idade mínima de 67 anos e, em 2004, com o Estatuto do Idoso, o limite foi reduzido novamente, para 65 anos. Esta expansão do acesso ao BPC para uma faixa etária que antes não tinha direito ao benefício pode ser vista como um choque exógeno de renda para este grupo populacional. Investigou-se, então, se o recebimento desta nova renda teve efeito sobre as transferências recebidas pelos grupos de idosos que se tornaram elegíveis após cada mudança na lei.

Com a primeira mudança na legislação, o número de BPCs concedidos a idosos saltou de 49 mil, em 1997, para 129 mil, em 1998. Isto corresponde a uma taxa de crescimento de 160%, contra uma taxa de 9% no período 1996-1997 (MPS 2006b). A segunda mudança, trazida com o Estatuto do Idoso, fez com que o número de benefícios concedidos saltasse de 116 mil, em 2003, para 317 mil, em 2004 (MPS 2006b) – uma taxa de crescimento de 172%, contra uma queda de 17% no número de concessões entre 2002 e 2003. Estas alterações na legislação, levando a aumentos atípicos no acesso ao benefício a partir de pontos conhecidos no tempo, configuram cenários particularmente favoráveis à análise investigativa de causalidade nos estudos populacionais, como a que é utilizada neste trabalho.

Antes de prosseguir às próximas seções, convém clarificar que, em relação às transferências privadas, este trabalho dedica-se exclusivamente ao estudo das transferências interdomiliares; ou seja, aquelas realizadas entre residentes de dois domicílios diferentes. Muitos estudos, como Becker (1981) e Thomas (1990), dedicam-se a explorar as transferências realizadas entre os membros do domicílio (transferências intradomiciliares), porém estas não pertencem ao escopo deste trabalho. Outro ponto que deve ser esclarecido é que as transferências privadas podem ser do tipo *inter-vivos* ou herança, sendo que este trabalho restringe-se a analisar apenas as transferências do primeiro tipo.

O banco de dados utilizado para investigação empírica são as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs), realizadas pelo IBGE. Utilizando-se estas bases de dados para os anos que precederam e sucederam as reduções na idade de elegibilidade ao BPC, este trabalho verificou que estas mudanças na legislação estiveram associadas tanto a reduções na probabilidade de receber transferências provenientes de não-moradores do domicílio, quanto a reduções na magnitude das transferências recebidas. Estas são importantes evidências que apontam existência de efeito *crowding-out* na sociedade brasileira.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma. A seção que se segue apresenta a formalização do modelo proposto por Donald Cox para explicar as transferências privadas de renda, juntamente com as hipóteses testáveis que podem ser derivadas deste. A seção 3 discute a metodologia de avaliação de impacto em políticas públicas e as técnicas para inferir causalidade a partir de estimativas da situação contrafactual. Na seção 4 discute-se como a redução da idade de elegibilidade ao BPC configura-se como um evento com características propícias para este tipo de análise de impacto. A seção 5 apresenta os resultados descritivos e econométricos. Por fim, a seção 6 faz uma síntese dos resultados alcançados e tece algumas conclusões.

## 2 OS MODELOS ALTRUÍSTA E DE TROCA

### 2.1 A abordagem de Cox: uma tentativa de síntese

O estudo das preferências e motivações que levam os indivíduos a realizarem trocas de bens ou serviços já era preocupação desde os primórdios da Economia. Alfred Marshall, por exemplo, em seu “Princípios de Economia”, de 1890, dedicou vários capítulos ao estudo das necessidades e satisfações do consumidor – isto é, as motivações para a realização de trocas – na elaboração de sua teoria da utilidade marginal (MARSHALL 1988). Como dele, vários outros estudiosos trataram desta questão ao longo dos séculos XIX e XX.

Entretanto, no contexto da moderna teoria da demanda do consumidor, um dos primeiros estudos a explorar as implicações do altruísmo como motivação econômica foi realizado por Becker (1974). Este autor propôs uma abordagem que incorporasse, no estudo do consumo, um tratamento geral das interações entre indivíduos. No seu modelo altruísta, um indivíduo benevolente, ilustrado na figura de um pai, transfere recursos para seus filhos ou outros familiares porque se importa com o bem-estar deles.

Já o modelo de troca de Bernheim, Shleifer e Summers (1985), apesar de permitir que o indivíduo doador de recursos seja guiado por motivações altruístas, também permite que ele utilize seu estoque de recursos com objetivo de influenciar o comportamento de seus potenciais herdeiros para aumentar seu próprio bem-estar. Estes autores propõem que os herdeiros tenderiam a prestar maior quantidade de serviços ao doador quando percebem a possibilidade do recebimento de uma maior parcela da herança em contrapartida.

Em um clássico artigo de 1987, Donald Cox propõe uma abordagem que visa sintetizar, em um único modelo, a investigação do altruísmo e troca como motivações das transferências privadas inter-vivos (COX 1987). Cox sugere partir de uma formulação geral sobre o bem-estar do doador e recebedor, que admita transferências privadas regidas tanto por altruísmo quanto por troca, para, no final, discutir qual seria o comportamento destas (quais as hipóteses testáveis) sob a predominância de cada um dos tipos de motivação.

Apesar de este ser um modelo geral, proposto para qualquer interação que envolva transferência entre dois indivíduos, para facilitar a compreensão e apresentar o modelo no contexto desta dissertação, a exposição será conduzida utilizando uma situação em que um adulto (doador da transferência e receptor do serviço) transfere recursos para seu pai idoso (receptor da transferência e realizador do serviço)<sup>2</sup>. Desta forma, o nível de bem-estar do adulto ( $U_a$ ) pode ser expresso em função de quatro variáveis:

$$U_a(c_a, s, V(c_i, s)) \quad \text{(Equação 2.1)}$$

(+)(+) (+)(-)

Onde  $c_a$  é o nível de consumo do adulto e  $c_i$ , do idoso;  $s$  é a quantidade de serviço recebida pelo adulto e prestada pelo idoso<sup>3</sup>, e  $V(.)$  é o nível de bem-estar do idoso. O sinal abaixo de cada variável indica o sinal das respectivas primeiras derivadas, que são definidas por hipótese no modelo de Cox. A aceitação destes sinais significa apenas admitir que o bem-estar do adulto aumenta com o aumento do seu próprio consumo ( $\partial U_a / \partial c_a > 0$ ) e com a quantidade de serviço que recebe ( $\partial U_a / \partial s > 0$ ). No caso do idoso, seu bem-estar aumenta com incrementos no seu consumo ( $\partial V / \partial c_i > 0$ ) e diminui com incrementos na quantidade de serviço que presta ( $\partial V / \partial s < 0$ ). Outro pressuposto deste modelo é que o doador da transferência pode aumentar seu bem-estar através do aumento de bem-estar do receptor ( $\partial U_a / \partial V > 0$ ); ou seja, incrementos no bem-estar do idoso levam a incrementos no bem-estar do adulto.

Chamando a renda do adulto de  $R_a$  e a do idoso de  $R_i$ , o consumo de cada um dos indivíduos está sujeito às seguintes restrições orçamentárias:

$$c_a \leq R_a - T \quad \text{(Equação 2.2)}$$

$$c_i \leq R_i + T \quad \text{(Equação 2.3)}$$

Onde  $T$  é o volume de transferências que o adulto realiza. Caso não esteja ocorrendo transferência, é fácil perceber que o consumo de cada indivíduo será

<sup>2</sup> Cox (1987) expõe seu modelo original ilustrando-o com um pai transferindo recursos a seu filho.

<sup>3</sup> Suponha, por exemplo, que o idoso cuide dos netos para o adulto.

exatamente igual à sua renda. Para que o idoso decida fornecer algum serviço, a condição necessária é que ele obtenha, com a transferência, um nível de bem-estar maior ou igual ao que teria apenas com sua própria renda original; ou seja:

$$V(c_i, s) \geq V_0(R_i, 0) \quad \text{(Equação 2.4)}$$

Quando se toma a **Equação 2.1** sujeita à restrição da **Equação 2.4** e às restrições orçamentárias apresentadas nas **Equações 2.2** e **2.3**, o problema de maximização da utilidade do adulto, segundo o método de Multiplicadores de Lagrange<sup>4</sup>, se resume a maximizar a função:

$$L = U_a(R_a - T, s, V(R_i + T, s)) + \lambda(V(R_i + T, s) - V_0(R_i, 0)) \quad \text{(Equação 2.5)}$$

Como se admite que as rendas ( $R_a$  e  $R_i$ ) são dadas exogenamente, o problema de maximização do adulto corresponde a determinar um par de  $s$  e  $T$  que maximize a **Equação 2.5**. Cox (1987, p. 512-519) demonstra formalmente que a otimização deste problema produz dois conjuntos de hipóteses testáveis distintos – um quando o altruísmo prevalece como motivação predominante e outro quando prevalece a troca.

O altruísmo prevalece quando  $V(c_i, s) > V_0(R_i, 0)$ . Este é o caso em que o recebedor está estritamente melhor ao ofertar serviço e receber transferência do que na situação que não ocorrem transferências. Isto significa que a motivação altruísta é dominante quando a quantia  $T$  que o adulto oferta pela quantia  $s$  de serviços proporciona ao idoso um ganho de bem-estar superior ao mínimo que ele estaria disposto a ganhar para realizar esta quantia  $s$  de serviço. Nesta condições, os resultados esperados são:

---

<sup>4</sup> Em poucas palavras, a técnica dos multiplicadores de Lagrange reduz um problema de otimização com  $n$  variáveis e  $k$  restrições a um problema com  $n+k$  variáveis e nenhuma restrição. Uma descrição mais detalhada do método é encontrada em grande parte dos livros de Cálculo Avançado e Economia. Ver, por exemplo, Chiang (1982) e Varian (2000). Uma interessante abordagem introdutória é feita por Jensen (2005).

$$\frac{\partial T}{\partial R_a} > 0 \quad \text{(Equação 2.6)}$$

$$\frac{\partial T}{\partial R_i} < 0 \quad \text{(Equação 2.7)}$$

Estas equações expressam que, sob o altruísmo, as transferências aumentam com aumentos da renda do adulto e diminuem com aumentos da renda do idoso. Estas deduções têm uma interpretação direta. Em um ambiente no qual o altruísmo é a motivação dominante, o objetivo dominante do doador de recursos é garantir que o receptor mantenha um determinado patamar de bem-estar. Desta forma, um aumento exógeno na renda do idoso ( $R_i$ ) permite que o adulto diminua as transferências que realiza até um ponto em que o idoso atinja o nível de bem-estar prévio ao aumento de renda. Já a renda do adulto ( $R_a$ ) é positivamente relacionada com as transferências ( $T$ ) porque, *ceteris paribus*, uma maior renda permite ao adulto adquirir mais serviços.

Cox define que a troca é a motivação estritamente dominante quando  $V(c_i, s) = V_0(R_i, 0)$ . Nesta condição o idoso está recebendo a quantia  $T$  necessária para que o ganho de bem-estar permita que ele ofereça a quantia  $s$  de serviço. Sob a hipótese de troca, as relações esperadas do modelo são:

$$\frac{\partial T}{\partial R_a} > 0 \quad \text{(Equação 2.8)}$$

$$\frac{\partial T}{\partial R_i} \leq 0 \quad \text{(Equação 2.9)}$$

A relação entre renda do adulto e transferência (Equação 2.8) é a mesma encontrada no altruísmo (ver Equação 2.6), uma vez que na troca assume-se também que uma maior renda do adulto permite que ele adquira mais serviço. Porém, quando predomina a troca é possível que o idoso passe a receber mais transferências quando sua renda aumenta (Equação 2.9). A situação de predominância da motivação de troca pode ser melhor entendida quando se expressa a transferência como um produto da quantidade de serviço ofertada e o preço implícito que o indivíduo que o presta lhe atribui ( $p$ ). Assim:

$$T = p \cdot s \quad \text{(Equação 2.10)}$$

Observando novamente a restrição apresentada na Equação 2.4, um aumento em  $R_i$  (choque exógeno de renda) faz com que aumente o bem-estar

mínimo ( $V_0$ ) que o idoso consegue obter quando não recebe nenhuma transferência. Desta forma, ocorre um aumento do preço relativo do serviço e, não havendo mudança no volume de transferências realizadas, ocorreria uma queda na quantidade ofertada de serviço. O resultado final sobre  $T$  dependerá da magnitude da mudança de preço relativo e seu efeito sobre o doador (a elasticidade da demanda do doador por serviços). Se, para o adulto, o serviço é muito importante e não tem substitutos próximos, então a demanda é inelástica e é provável que, mesmo com um aumento grande de  $p$ , a quantidade de serviço demandada ( $s$ ) não se altere. Isto resulta em um aumento do nível de transferências. Caso o serviço tenha muitos substitutos próximos, a demanda é mais elástica e é provável que ocorra uma diminuição de  $s$  mesmo com pequenos aumentos em  $p$ .

Por fim, vale lembrar que a transferência é composta de duas etapas: a decisão de realizá-la e, dado que ela será realizada, o valor a ser transferido. De posse das relações esperadas para o valor transferido ( $T$ ), Cox (1987, p. 517-519) demonstra a obtenção das seguintes hipóteses testáveis sobre a probabilidade de ocorrer transferência ( $Pr(T>0)$ ), que são válidas tanto sob motivações altruístas quanto de troca:

$$\frac{\partial P(T > 0)}{\partial R_a} > 0 \quad \text{(Equação 2.11)}$$

$$\frac{\partial P(T > 0)}{\partial R_i} < 0 \quad \text{(Equação 2.12)}$$

Estas equações expressam que a probabilidade de que uma transferência ocorra aumenta com aumento de renda do adulto e diminui com aumento de renda do idoso. A dedução destas equações possui uma interpretação intuitiva clara<sup>5</sup>. No caso da troca, uma transferência acontece se o preço de reserva do adulto para a primeira unidade de serviço consumida ( $P_a^R$ ) for maior que o preço de reserva do idoso para oferta da primeira unidade de serviço ( $P_i^R$ ); ou seja,  $T > 0$  se  $P_a^R > P_i^R$ . Como ambos os preços aumentam com a própria renda,  $R_a$  é

---

<sup>5</sup> A demonstração formal completa é apresentada por Cox (1987, p. 517 a 519).

positivamente relacionado com  $P(T > 0)$  e  $R_i$  é negativamente relacionado com  $P(T > 0)$ <sup>6</sup>.

Para o altruísmo, vale raciocínio semelhante. Uma transferência acontece se a utilidade marginal do consumo do adulto for menor que a utilidade marginal do consumo do idoso. Como ambas as utilidades marginais decrescem com aumento da renda, as relações esperadas entre renda e probabilidade de transferência são as mesmas das **Equações 2.11 e 2.12**.

Como mencionado anteriormente, a situação empírica analisada neste estudo (a redução da idade de elegibilidade ao BPC) corresponde a um aumento exógeno da renda do receptor de transferência ( $R_i$ ). Desta forma, optou-se por focar a análise deste trabalho nas relações entre  $T$  e  $R_i$ . Sintetizando as informações das equações apresentadas nesta seção com respeito a  $R_i$ , tem-se a seguinte tabela:

**TABELA 2.1 – Relações esperadas entre renda do receptor da transferência ( $R_i$ ) e valores e probabilidades de transferências ( $T$ ), nas motivações altruísta e de troca.**

Motivação predominante	Efeito de um aumento de $R_i$ sobre:	
	$P(T > 0)$	$E(T   T > 0)$
Altruísmo	negativo	negativo
Troca	negativo	positivo ou negativo

Fonte: Adaptado de Cox (1987).

A **TAB. 2.1** evidencia que a renda do receptor da transferência ( $R_i$ ) é uma variável bastante útil para testar as hipóteses do modelo proposto por Cox. O modelo prevê que em uma situação de redução da idade de elegibilidade ao BPC, no qual ocorre um aumento exógeno de  $R_i$ , deve haver uma redução na probabilidade dos novos idosos elegíveis receberem transferências privadas. Do contrário, se for observado aumento em  $P(T > 0)$ , têm-se indícios de que o modelo de Cox não descreve bem as motivações para transferências privadas existentes na sociedade brasileira. Percebe-se que a hipótese sobre o comportamento de

<sup>6</sup> As cadeias de relações podem ser resumidas da seguinte maneira:

$\uparrow R_a \Rightarrow \uparrow P_a^R \Rightarrow \uparrow P(P_a^R > P_i^R) \Rightarrow \uparrow P(T > 0)$  e  $\uparrow R_i \Rightarrow \uparrow P_i^R \Rightarrow \downarrow P(P_a^R > P_i^R) \Rightarrow \downarrow P(T > 0)$ .

$P(T>0)$  é uma hipótese testável bastante forte, pois o modelo prevê que ela deve ser válida independentemente da motivação dominante (altruísmo ou troca).

De maneira semelhante, evidências empíricas constatando um aumento da magnitude das transferências privadas ( $T$ ) direcionadas a idosos, após os períodos de redução na idade de elegibilidade ao BPC, fornecem indícios de que a abordagem altruísta não descreve bem a motivação predominante nesta sociedade, sugerindo que a troca pode ser a motivação dominante. Isto sugere também a ausência de efeito *crowding-out* nas políticas públicas de transferências de renda.

Como mostra a **TAB. 2.1**, um impacto negativo de  $R_i$  sobre  $E(T|T>0)$  não permite distinguir, nos moldes do modelo de Cox, entre altruísmo e troca como motivação predominante em uma sociedade. Contudo, uma identificação empírica deste tipo de relação, por si só, configura-se como uma questão relevante, pois indica a ocorrência de realocação privada, por parte das famílias, do fluxo de renda que o planejador de políticas públicas pretende direcionar a um determinado grupo populacional. Isto é especialmente válido para o caso brasileiro, no qual investigações sobre as relações entre o comportamento das famílias e políticas públicas de transferência de renda ainda são bastante raras. Soma-se a isto o fato do período analisado (fim da década dos 1990 e início dos 2000) ser um período em que o país está experimentando a implantação de outros programas de transferência de renda além do BPC, como o programa Bolsa Família.

Depois de explicitado, com mais detalhes, a estrutura e as relações esperadas sob o modelo de Cox, é possível apresentar, na próxima seção, uma revisão do que foi feito em estudos anteriores e as conclusões reportadas pelos seus autores.

## 2.2 Resultados de estudos anteriores

Apesar de não existir, para o Brasil, grande variedade de estudos que analisam o efeito das transferências privadas sobre as públicas, um maior número de explorações empíricas foi conduzido para outros países. Além de apontar as conclusões encontradas em outros estudos em relação às motivações

predominantes para realização de transferências, esta seção também inclui descrição dos atributos sócio-econômicos associados ao recebimento de transferências. Isto é feito para que, nas seções de resultados e conclusão, as características observadas para o Brasil possam ser analisadas num contexto mais amplo.

Saad (2004) faz um dos poucos estudos acerca das transferências privadas direcionadas a idosos no Brasil. Apesar de não estar interessado investigar as motivações que regem as transferências, Saad apresenta um quadro descritivo bastante interessante sobre as relações de apoio social entre idosos e outros membros da família. Para tal, o autor utiliza duas bases de dados. A primeira contém informação coletada durante quatro anos, com início em 1994, entre 1.668 idosos (com 65 anos ou mais) residentes na Vila Clementino, um bairro de classe média da cidade de São Paulo. A segunda base constitui-se de uma pesquisa de campo conduzida por Saad em uma amostra de 836 idosos (também com 65 anos ou mais) residentes na cidade de Fortaleza no ano de 1997.

Segundo Saad, a base de dados para São Paulo indica que 24,1% dos idosos entrevistados recebem algum tipo de ajuda material<sup>7</sup> de indivíduos não co-residentes, sendo que 19,4% dos idosos recebem ajuda material de filhos e 4,7% recebem de outros indivíduos. Os dados para Fortaleza também indicam que grande parte dos idosos entrevistados recebe transferências privadas, sendo os filhos também a fonte mais comum: 43,7% dos idosos recebem alguma ajuda material, sendo que 37,8% recebem dos filhos e 5,9% recebem de outras fontes. A pesquisa para São Paulo, todavia, engloba ajuda de residentes e co-residentes.

As bases de Saad para Fortaleza incluem ainda informações sobre os serviços prestados pelos idosos aos seus familiares. Os serviços considerados como ajuda instrumental na vida diária incluem: “cuidar da casa de filhos ou parentes, tomar conta do negócio de filhos ou parentes e tomar conta de netos,

---

<sup>7</sup> De acordo com Saad, considerou-se como ajuda material a transferência de “dinheiro ou artigos de necessidade, tais como comida, roupas e utensílios domésticos” (Saad 2004, p. 176). A ajuda em dinheiro envolve ainda o pagamento de contas, seguro médico-hospitalar, escola, aluguel e outras despesas.

entre outras atividades” (SAAD, p. 177). Os dados indicam que 24,3% dos idosos entrevistados fornecem algum tipo de ajuda instrumental, sendo que 20,8% prestam este serviço para seus próprios filhos e 3,5% prestam o serviço para outros indivíduos. Estes dados também não separam ajuda prestada a indivíduos do mesmo domicílio ou para não co-residentes.

Contudo, os dados fornecidos por Saad são importantes para o presente estudo, pois mostram que as transferências privadas são uma forma importante de apoio social entre idosos e suas famílias no Brasil. Como é mostrado mais adiante, as bases de dados da PNAD captam valores que atingem 2% a 3% dos idosos recebendo transferências privadas de outros domicílios. Dado que o questionário da PNAD coleta informações sobre diversos outros assuntos além de transferências (como emprego, educação, fecundidade, migração, etc), e as bases de dados utilizadas por Saad foram projetadas especialmente para captar as transferências, é bastante possível que estas estejam sub-representadas nas PNADs. Caso isto seja verdadeiro, é importante notar que os impactos do BPC sobre as transferências, captados neste trabalho, podem ser de magnitude ainda maior na sociedade brasileira do que o estimado.

Teruel e Davis (2000) comparam famílias rurais mexicanas que recebiam PROGRESA<sup>8</sup> com aquelas não o recebiam, entre os anos de 1998 e 1999. Primeiramente, os autores observaram que as famílias que recebiam transferências privadas possuíam algumas características marcantes. Tinham menor número de moradores, eram majoritariamente chefiadas por mulheres e o chefe do domicílio possuía maior idade média e menos anos de estudo. As transferências privadas recebidas eram, em maior medida, provenientes de filhos que haviam deixado o domicílio. Entre as famílias com e sem PROGRESA, não foi observada diferença significativa quanto à probabilidade de receber transferências privadas e quanto ao volume recebido destas, o que levou estes autores a concluir pela hipótese de troca e pela ausência de *crowding-out*. Porém, os resultados não foram unânimes. Eles encontram queda das transferências não-monetárias para famílias beneficiadas pelo PROGRESA entre

---

<sup>8</sup> Programa de transferência de renda do governo mexicano, iniciado em 1998, direcionado a famílias rurais de baixa renda.

os anos de 1998 (ano de implementação do programa) e 1999, o que sugere *crowding-out*.

No entanto, Albarran e Attanasio (2002), usando também dados sobre o PROGRESA, referentes a outubro e novembro de 1998, obtém resultados que indicam a presença de *crowding-out*, compatível com a tese de altruísmo. Na análise destes autores, tanto a probabilidade de receber transferência quanto a magnitude da transferência foram reduzidas com incremento na renda advindo do recebimento do benefício. Além disso, os autores encontram evidências de que a parcela das transferências privadas que mais reduziu foi aquela proveniente de amigos, vizinhos e familiares residentes na mesma cidade do receptor de transferências. Ao contrário, a parcela proveniente de ex-membros do domicílio, que migraram para outra localidade, reduziu pouco. Este fato permite os autores concluir que as pessoas que residem próximas ao receptor de recursos têm mais informação sobre o recebimento do benefício e, por isso, reagem mais à sua implementação, ajustando as transferências que realizavam.

Utilizando dados para o ano de 1996, de uma região rural de Bangladesh, Park (2001) encontra que as transferências são bastante comuns no cotidiano das famílias. Dos domicílios entrevistados, 43% haviam recebido pelo menos uma transferência no último ano, sendo a fonte mais comum o filho do receptor. Seus testes econométricos, por sua vez, não dão suporte à hipótese do altruísmo como a base das transferências entre domicílios. Em todas as especificações de seu modelo, os coeficientes que mediam os efeitos de aumentos da renda do receptor sobre o total de transferências recebidas não foram estatisticamente diferentes de zero.

Kazianga (2006) examina, a partir de dados dos anos de 1994 e 1998, a nação africana de Burkina Faso, um país de baixa renda com uma grande tradição de transferências entre indivíduos, especialmente em produtos. Seus resultados apresentam indícios de motivação altruísta entre os domicílios de classe média. Porém, esta não aparece como motivação predominante entre os domicílios de baixa renda. Os dados indicam que o efeito *crowding-out* é mínimo na população de baixa renda, sugerindo que as transferências públicas direcionadas a este segmento da sociedade podem ser eficazes. Seus resultados

indicam ainda que os fluxos de transferências acontecem geralmente dos domicílios de mais alta renda para aqueles de renda menor, o que pode sugerir um papel redistributivo das transferências privadas naquele país.

Estudando as conseqüências, sobre as transferências privadas, de um programa de transferência de renda da prefeitura da Cidade do México, criado em 2001, destinado aos indivíduos com 70 anos ou mais (o “*Pension Alimentaria para Adultos Mayores*”), Juarez (2006) alerta para a importância de se considerar a endogeneidade da renda – o que é geralmente negligenciado em outros estudos. Se as famílias ajustam sua renda para baixo, justamente porque recebem transferências de outros indivíduos (por exemplo, através de reduções na oferta de trabalho), o coeficiente relativo à renda seria viesado negativamente. Ajustando seu modelo para captar este efeito, ela encontra efeito *crowding-out*, inclusive acima da magnitude geralmente relatada pela literatura, sugerindo que o altruísmo pode ser uma motivação predominante na sociedade mexicana.

Considerando os relatos, em outros estudos, de que países em desenvolvimento estão mais sujeitos a imperfeições no mercado de crédito, Cox, Eser e Jimenez (1998) realizaram um estudo para o Peru, sob a hipótese de que transferências privadas surgem como alternativas dos indivíduos para contornar estes problemas. De fato, os autores encontram que, nos anos de 1985-86, para os domicílios que recebiam alguma transferência privada, isto representava, em média, 22% de sua renda total. Mostram também que os indivíduos desempregados e doentes recebem mais transferências privadas. Indicam ainda que, consistentemente com altruísmo, uma parcela desproporcional das transferências é direcionada a domicílios chefiados por mulheres, um grupo potencialmente mais vulnerável.

Seus resultados econométricos indicam que a probabilidade de receber transferência é negativamente relacionada com a renda do receptor, como predizem altruísmo e troca. Todavia, a relação entre renda e magnitude das transferências é positiva em níveis baixos de renda e negativa em níveis mais altos. Para domicílios com renda inferior a 2.900 inits, aumentos na renda estavam associados a aumentos nas transferências – um aumento de 1 init na renda levava a um aumento médio de 0,16 inits nas transferências recebidas.

Naqueles com renda superior a 2.900 inits, as transferências declinavam com aumento da renda. Os autores concluem que este padrão vai contra a forma pura do altruísmo, todavia é consistente com a troca.

Em resumo, os relatos acima mostram que, apesar da literatura sobre transferências privadas e suas motivações ter evoluído bastante desde o trabalho de Cox (1987), ainda existem muitas questões não respondidas. A revisão de estudos existentes na literatura nacional e internacional, contida nesta seção, mostra resultados bastante diferentes entre os autores. Isto pode estar apontando que o comportamento das transferências privadas tem um aspecto que é explicado por características específicas de cada sociedade, como atributos particulares do ambiente econômico, de normas e tradições, ou do cenário demográfico – como o peso relativo entre os grupos etários, nas transferências intergeracionais.

Assim sendo, as evidências encontradas para outros países não podem ser transpostas diretamente para o Brasil, sendo que a relativa escassez de estudos com foco na sociedade brasileira pode estar comprometendo melhores análises e o planejamento das políticas nacionais de transferência de renda. Por outro lado, as observações captadas nos estudos revisados servem de importante ponto de comparação para os resultados empíricos obtidos nas seções seguintes deste trabalho.

## 3 AVALIAÇÃO DE IMPACTO EM POLÍTICAS PÚBLICAS

### 3.1 Causalidade e o contrafactual

Os estudos sobre avaliação de impacto de políticas públicas herdaram grande parte de suas técnicas e terminologias dos estudos de avaliação de tratamento das ciências médicas e biológicas (CAMERON e TRIVEDI, 2005). Nestas áreas, a intervenção significa comumente a adoção de um tratamento sobre uma população, que é comparado com a reação de outro grupo na ausência de tratamento, chamado de grupo controle.

Nas políticas públicas, uma maneira de medir a eficiência de um programa é mensurar qual foi seu resultado sobre um aspecto populacional de interesse; ou seja, qual o impacto da política sobre uma determinada variável de interesse. Na literatura de avaliação de políticas públicas, este impacto é definido como a comparação entre a situação com e sem o programa. Por mais simples que se possa colocar a questão, mensurar o impacto verdadeiro de uma política não é, na grande maioria das situações, uma tarefa trivial, como é mostrado ao longo desta seção.

Para um dado programa governamental, dois estados são possíveis: ou o indivíduo faz parte do programa (recebe um benefício, foi vacinado, recebeu treinamento, etc.) ou não é participante direto da política. Seguindo a terminologia de estudos da área, quando o indivíduo participa do programa governamental ele é classificado como tratamento e, caso não esteja participando, é qualificado como controle<sup>9</sup>. Desta forma, tomando-se uma variável de interesse  $Y$  (como anos de estudo, renda, estado nutricional, ou outra), cada indivíduo poderia apresentar dois resultados possíveis:  $Y_1$ , se recebe o tratamento, ou  $Y_0$ , se não recebe.

Em um programa público de capacitação profissional,  $Y_{1i}$  poderia ser a renda do indivíduo  $i$  após participar de um programa de treinamento e  $Y_{0i}$  a renda deste mesmo indivíduo, no mesmo instante no tempo, caso ele não tivesse sido

---

<sup>9</sup> Esta terminologia é empregada pela grande maioria dos estudos de avaliação de impacto. Alguns exemplos são: Heckman (1997), Heckman e Smith (1995), Heckman et al (1998) e Ravallion (2001).

contemplado com a política. Para o indivíduo tratamento, o valor  $Y_{0i}$  é conhecido como valor contrafactual. No campo da Filosofia, contrafactual é a situação ou evento que não aconteceu, mas poderia ter acontecido. A situação ou evento que aconteceu é chamada de atual. É dito que o evento contrafactual faz parte de um mundo possível, enquanto o evento atual faz parte do mundo atual. Desta forma, o efeito do tratamento (impacto do programa) para um indivíduo  $i$  da população pode ser representado como<sup>10</sup>:

$$\Delta Y = Y_{1i} - Y_{0i} \quad \text{(Equação 3.1)}$$

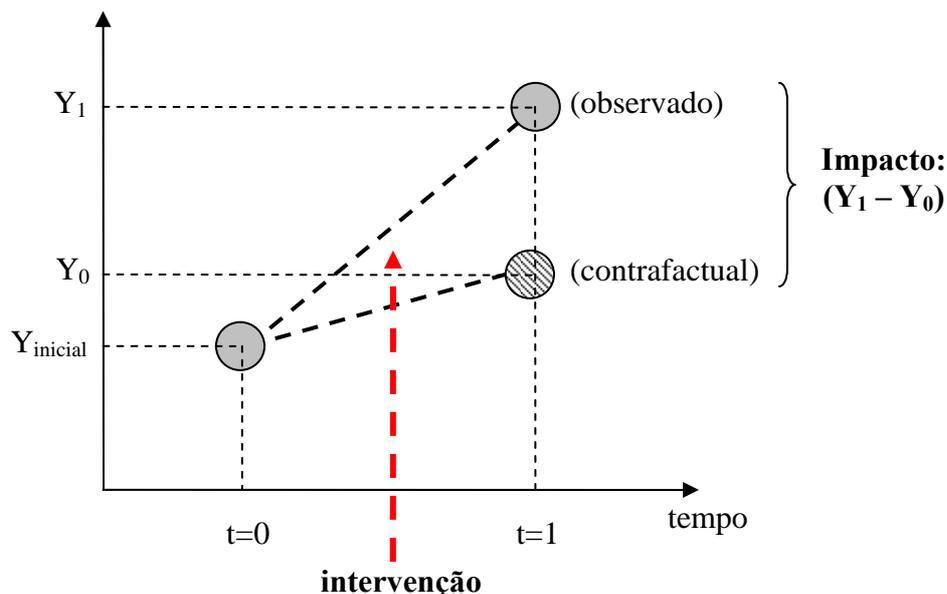
Neste tipo de análise, a causalidade é medida no sentido *ceteris paribus*; ou seja, tudo o mais constante. Estudos de causalidade deste tipo têm um caráter de análise de equilíbrio parcial. Isto implica que estão sendo ignorados efeitos de equilíbrio geral ou assumindo-se que estes, se existentes, não são relevantes a ponto de alterar as variáveis que se assume serem exógenas. Por exemplo, o caso de uma universalização do acesso à saúde pode ter impactos de equilíbrio geral sobre todo o sistema de saúde, limitando o poder de análise do tipo discutido nesta seção (CAMERON e TRIVEDI 2005).

O contrafactual do indivíduo tratado é representado graficamente na **FIG. 3.1**. Considere uma variável de interesse ( $Y$ ) observada para este indivíduo – por exemplo, sua escolaridade. No tempo  $t=0$  ela assume valor  $Y_{\text{inicial}}$ . Entre os instantes  $t=0$  e  $t=1$  há a implantação de uma política pública, da qual este indivíduo é beneficiário. No instante  $t=1$ , o valor de  $Y$  atinge  $Y_1$  e o seu contrafactual é  $Y_0$ ; ou seja, caso a política nunca tivesse acontecido, no momento  $t=1$  este indivíduo que foi tratado estaria na situação  $Y_0$ .

---

<sup>10</sup> Esta é apenas uma das possibilidades de se mensurar o impacto médio de uma intervenção, que é utilizada em muitos trabalhos. Outras formas são possíveis, como um quociente  $Y_{1i}/Y_{0i}$  (ROSENBAUM e RUBIN 1983), além da mensuração de outras medidas que não a média, como a proporção de participantes que sofrem impacto positivo do programa, que pode ser expressa como  $\Pr(Y_1 > Y_0 | \text{tratamento})$ . Para outros exemplos ver HECKMAN, SMITH e CLEMENTS (1997).

**FIGURA 3.1 – Visão esquemática do resultado de uma intervenção sobre a variável indicadora e definição do impacto.**



Fonte: Elaboração própria.

Definindo uma variável indicadora  $P$ , que assume valor  $P=1$  caso o indivíduo seja participante do programa e  $P=0$  caso contrário, Ravallion (2001) reescreve o problema de estimar o impacto de uma intervenção sobre a população tratada como o problema de estimar  $G$  na equação:

$$G = E(Y_1 | P=1) - E(Y_0 | P=1) \quad \text{(Equação 3.2)}$$

A medida  $G$  é mais conhecida na literatura como efeito médio do tratamento no tratado, do inglês *average treatment effect on the treated*. Em outras palavras, a estimativa  $G$  é condicionada no fato de ter sido tratado ( $P=1$ ), medindo o efeito da política sobre a parcela da população que sofreu a intervenção. Ela não mede o efeito sobre a população em geral. Não se pode dizer, portanto, que este é o efeito médio da política sobre um indivíduo aleatoriamente escolhido na população.

Ao se examinar a **Equação 3.2**, um problema de ordem prática logo salta aos olhos. Por definição, em um dado instante  $t$ , é possível observar apenas  $Y_1$  ou  $Y_0$  para cada indivíduo, nunca ambos conjuntamente. Como bem apontam Cameron e Trivedi (2005), o problema crucial deste tipo de avaliação de impacto reside no fato de que  $E(Y_0 | P=1)$  é de fato não observável. É possível observar

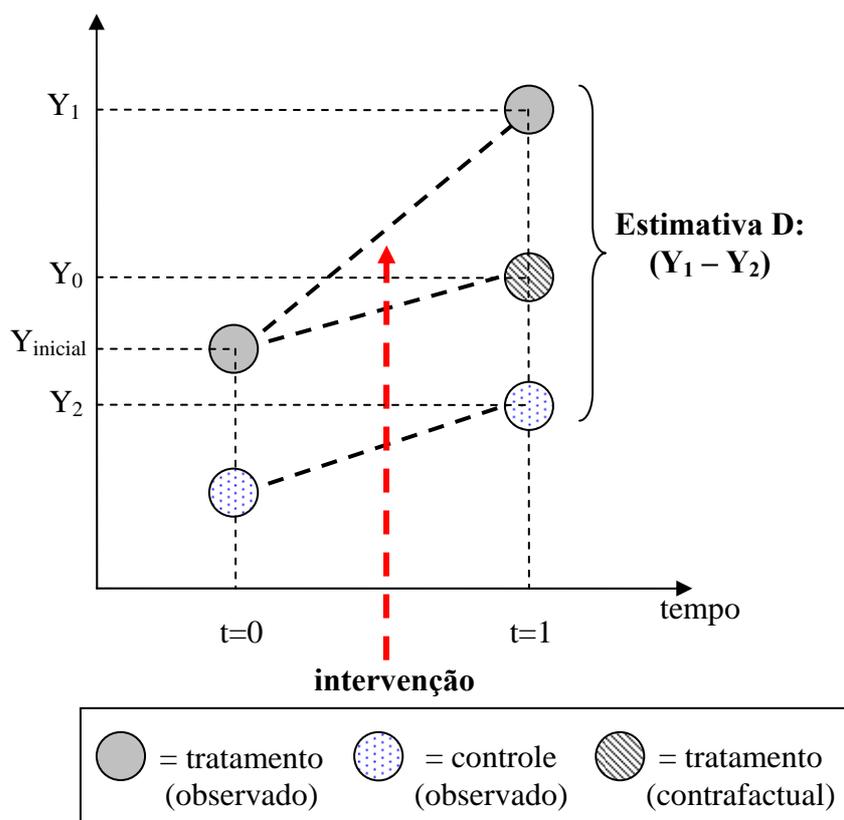
diretamente apenas  $E(Y_1 | P = 1)$  ou  $E(Y_0 | P = 0)$ ; sendo este último a estimativa de  $Y$  sem tratamento, para os indivíduos não participantes da política.

Diante da impossibilidade de se observar o contrafactual  $E(Y_0 | P = 1)$ , uma alternativa para  $G$ , à primeira vista adequada, seria tomar os indivíduos que não foram beneficiários da política como grupo de comparação; ou seja, substituir  $E(Y_0 | P = 1)$  por  $E(Y_0 | P = 0)$  na **Equação 3.2**, que resultaria na estimativa  $D$ :

$$D = E(Y_1 | P = 1) - E(Y_0 | P = 0) \quad \text{(Equação 3.3)}$$

A estimativa  $D$  é representada graficamente na **FIG. 3.2**. O que se está fazendo nesta estimativa é utilizar os indivíduos que não receberam o tratamento como grupo de comparação para inferir o que teria acontecido com os atuais tratados caso o programa não tivesse existido.

**FIGURA 3.2 – Visão esquemática da evolução da variável indicadora para indivíduo tratamento e indivíduo controle.**



Fonte: Elaboração própria.

A substituição de  $G$  por  $D$  produz uma medida que pode ser calculada empiricamente sem maiores problemas, bastando uma base de dados que possua a variável de interesse  $Y$  e o status de participação no programa ( $P$ ). Todavia, esta abordagem esconde o problema de produzir estimativas enviesadas. Este viés pode ser percebido na **FIG. 3.2** como a distância entre  $Y_0$  e  $Y_2$ . Quanto mais distante estiver  $Y_2$  de  $Y_0$ , mais distante de  $G$  será a estimativa que  $D$  proporciona. De fato, a estimativa  $D$  pode ser pensada como o impacto da política ( $G$ ) acrescentado do viés, identificado pela variável  $V$ , na equação seguinte:

$$D = G + V \quad \text{(Equação 3.4)}$$

Percebe-se que a estimativa  $D$  estará tão mais distante de  $G$  quanto maior for o valor absoluto de  $V$ <sup>11</sup>. Substituindo os valores das **Equações 3.2** e **3.3** na **Equação 3.4** e rearranjando os termos, encontra-se que:

$$V = E(Y_0 | P = 1) - E(Y_0 | P = 0) \quad \text{(Equação 3.5)}$$

Novamente aparece o termo  $E(Y_0 | P=1)$ , que está presente na equação de  $G$  (**Equação 3.2**) e que não pode ser observado. Desta forma, percebe-se que não é possível eliminar o viés simplesmente estimando-o empiricamente e subtraindo-o de  $D$ . Entretanto, existem algumas técnicas disponíveis para contornar ou minimizar o problema do viés e produzir melhores estimativas de impacto de políticas públicas. Dentre elas pode-se destacar: seleção aleatória, pareamento e diferença-em-diferença. Cada uma destas alternativas será comentada nas seções seguintes.

Porém, antes de seguir para próxima seção, vale ressaltar que este estudo avalia apenas o impacto médio de uma intervenção (tratamento). Heckman, Ichimura, Smith e Todd (1998) chamam a atenção para o fato de que esta é apenas uma das óticas de avaliação de impacto. Outros estudos tratam, por exemplo, da estimação da distribuição do impacto na população. Para uma

---

<sup>11</sup> O viés pode ser tanto positivo quanto negativo, dependendo da situação empírica que se está analisando. Um viés positivo produziria um  $D$  sobreestimado (em relação a  $G$ ) e, um viés negativo, um  $D$  subestimado.

seleção de trabalhos a este respeito, ver Heckman, Ichimura, Smith e Todd (1998, p. 1021).

### 3.2 Seleção aleatória

Uma maneira de produzir uma estimativa  $D$  não enviesada é conduzir uma seleção aleatória dos participantes; ou seja, delinear a política de maneira que os beneficiários sejam escolhidos por critério aleatório. Desta maneira, as populações de tratamento e de controle teriam a mesma distribuição de características econômicas, sociais, culturais, biológicas, etc. Caso o processo de seleção aleatória tenha sido bem desenhado, o emprego desta técnica garante que  $E(Y_0 | P=1) = E(Y_0 | P=0)$ . Em outras palavras, o grupo controle teria condições de revelar o contrafactual, uma vez que os não-participantes apresentariam o mesmo  $Y$  médio que os participantes teriam na ausência do programa. Apesar de persistir a possibilidade de erro de amostragem, em grandes amostras é possível assumir que, com seleção aleatória, diferenças estatisticamente significativas na variável de interesse entre tratamento e controle são atribuídas à política (RAVALLION 2001).

A despeito de a seleção aleatória ser uma boa técnica no plano teórico, ela encontra algumas limitações de ordem prática. Primeiramente, em algumas situações, mesmo com esforços do planejador da política, não se consegue garantir uma real aleatorização na seleção dos candidatos. Alguns indivíduos ou parcela significativa de segmentos sociais podem não concordar em participar da política, pelos mais variados motivos: questões culturais, de status social, raciais, crenças religiosas ou outras. Em suma, mesmo quando há seleção aleatória, pode haver não-participação seletiva, o que manteria o viés.

Em segundo lugar, mesmo que seja possível garantir uma aleatoriedade perfeita, em muitos casos o critério de seleção aleatória tem pouca viabilidade política. É complicado politicamente negar intencionalmente um benefício a uma parcela da população, mesmo que em nome de uma melhor avaliação dos resultados da política. Da mesma forma, também é difícil incluir, como beneficiários de um programa, pessoas que não são necessariamente as mais necessitadas em uma sociedade.

Por fim, a seleção aleatória apresenta outra limitação na medida em que ela deve ser definida antes da operacionalização da política pública. Grande parte das políticas públicas que precisam ser avaliadas não é concebida desta forma. Todavia, como lembra Ravallion (2004), a técnica de seleção aleatória é sempre importante, uma vez que é uma solução teórica ideal que serve como padrão de comparação (*benchmark*) para métodos não-experimentais.

### 3.3 Pareamento

Como se viu na seção anterior, tratamento e controle podem ser comparados diretamente em experimentos com seleção aleatória, pois os dois grupos são similares quanto à distribuição de atributos que podem afetar a variável resposta  $Y$ . Supondo um vetor  $X$  de variáveis de controle (que pode conter características sócio-econômicas, culturais, raciais, etc.), dado que a participação na política foi aleatoriamente concedida, a distribuição de  $X$  deve ser a mesma nas duas populações. Já em uma situação com seleção não-aleatória, esta condição não é necessariamente verdade. Em uma política direcionada a família pobres, por exemplo, a distribuição das variáveis anos de estudo e número de moradores no domicílio muito provavelmente não seria a mesma entre beneficiários e não-beneficiários.

Diante deste fato, uma maneira de se formar um grupo de comparação é selecionar, para cada indivíduo tratamento, um indivíduo controle que possua o maior número possível de características observadas semelhantes às suas. Esta é, de maneira geral, a técnica de pareamento.

Contudo, a aplicabilidade do pareamento depende da validade de algumas hipóteses. A primeira delas, denominada hipótese de independência condicional, requer que todas as diferenças relevantes entre os dois grupos possam ser capturadas pelas características contidas no vetor  $X$ . Em termos de notação, isto é equivalente a supor que:

$$(Y_1, Y_0) \perp P \mid X \quad \text{(Equação 3.6)}$$

A **Equação 3.6** significa que participação no tratamento e a resposta a este são condicionalmente independentes em  $X$ . Em outras palavras, ao se controlar

pelas variações em  $Y$  causadas por  $X$ , a participação no programa não está correlacionada com  $Y$ . Cameron e Trivedi (2005) destacam que esta hipótese é importante, pois ela implica que:

$$E(Y_1 | X, P = 1) = E(Y_1 | X, P = 0) \quad \text{(Equação 3.7)}$$

$$E(Y_0 | X, P = 1) = E(Y_0 | X, P = 0) \quad \text{(Equação 3.8)}$$

Como se pode ver, pela **Equação 3.8**, a hipótese de independência condicional permite que o grupo controle revele o contrafactual do grupo tratamento em cada valor do vetor  $X$ . Mais especificamente, sendo a **Equação 3.8** verdadeira, o valor observável  $E(Y_0 | X, P = 0)$  pode ser usado como estimativa para  $E(Y_0 | X, P = 1)$ , no cálculo do efeito médio do tratamento no tratado ( $G$ ). De fato, para se estimar  $G$  não é necessário a validade da **Equação 3.7**, apenas da **Equação 3.8**. Assim, pode-se substituir a hipótese de independência condicional (**Equação 3.6**) por uma hipótese mais fraca, conhecida como hipótese de ignorabilidade ou de não confundimento (CAMERON e TRIVEDI 2005), representada na **Equação 3.9**:

$$Y_0 \perp P | X \quad \text{(Equação 3.9)}$$

O que tanto hipótese de independência condicional como a de ignorabilidade asseguram é que, sendo válidas, não existe viés de seleção por variáveis omitidas quando  $X$  é utilizado como controle. Por isto Ravallion (2004) destaca que a aplicabilidade do pareamento depende bastante na qualidade dos dados disponíveis. Dependendo da situação empírica analisada, o número de variáveis no vetor  $X$  e o tipo de dado coletado pode não conter informação capaz de garantir a independência entre  $Y$  e  $P$ .

A próxima técnica apresentada, a diferença-em-diferença, é uma alternativa ao método do pareamento. Ela tenta contornar as limitações do pareamento ao utilizar dados de períodos pré implantação do tratamento para não depender da validade da hipótese de ignorabilidade.

### 3.4 Diferença-em-diferença

Apesar do método do pareamento, mostrado na seção anterior, ter o propósito de reduzir o viés na estimação do impacto do tratamento, vale retomar sua premissa básica: ele é válido apenas na prevalência da hipótese de independência condicional (ou de ignorabilidade, na sua versão mais fraca). Isto significa que os determinantes não observados da variável resposta  $Y$  não devem ser correlacionados com participação no tratamento, após se condicionar no vetor de observáveis  $X$ . Como explicado, esta é a condição para que o valor observável  $E(Y_0 | X, P = 0)$  possa ser usado como estimativa para o contrafactual  $E(Y_0 | X, P = 1)$ , no cálculo do efeito médio do tratamento no tratado ( $G$ ).

Caso a hipótese de ignorabilidade não seja verdadeira, o  $G$  estimado continuará sendo enviesado. Convém destacar que o método de pareamento pode, até mesmo, aumentar o viés da estimativa de  $G$ . O pareamento reduz o viés relacionado às variáveis observadas, porém permanece o viés atribuído às não-observadas. Estes dois componentes podem apresentar sinais contrários (um positivo e outro negativo) e, antes do pareamento, podem estar se compensando, produzindo um viés total pequeno. Ao se reduzir uma das parcelas através do pareamento, o viés final pode ser ainda maior em termos absolutos (Ravallion 2001).

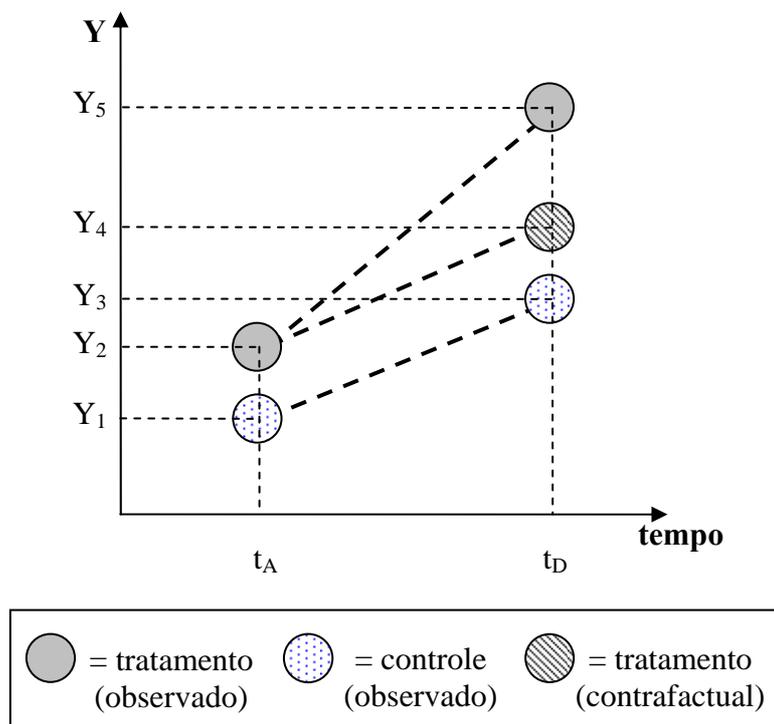
Quando se possui, além dos dados pós-intervenção, informações de uma pesquisa realizada antes da implantação do tratamento (chamada pesquisa base ou âncora), o método da diferença em diferença (DD) pode ajudar a contornar o viés causado pelas variáveis não observáveis. A idéia básica é calcular a diferença na variável indicadora  $Y$  no tempo (antes e depois da intervenção) para o grupo tratamento e para controle e, em seguida, subtrair estes dois valores. O valor encontrado é o impacto médio do tratamento no tratado.

Usando os índices  $A$  e  $D$  para denotar, respectivamente, “antes” e “depois” da intervenção, a mudança média em  $Y$  no grupo tratamento é estimada por  $E(Y_D - Y_A | P = 1)$  e, no grupo controle, por  $E(Y_D - Y_A | P = 0)$ . Assim,  $G$  estimado por DD é:

$$G_{DD} = E(Y_D - Y_A | P = 1) - E(Y_D - Y_A | P = 0) \quad \text{(Equação 3.10)}$$

Na **Equação 3.10** está contida a idéia básica da diferença-em-diferença, que consiste em utilizar a tendência temporal observada no grupo controle como contrafactual para as mudanças observadas no grupo tratamento. A intuição contida na DD é ilustrada no **FIG. 3.3**, que mostra a situação da variável indicadora ( $Y$ ) dos grupos tratamento e controle em dois momentos: antes ( $t_A$ ) e depois ( $t_D$ ) da intervenção.

**FIGURA 3.3 – Visão esquemática de evolução temporal da variável indicadora ( $Y$ ) para indivíduo tratamento e indivíduo controle.**



Fonte: Elaboração própria.

Nesta figura, o efeito médio do tratamento no tratado ( $G$ ) é  $Y_5 - Y_4$ . Porém, como discutido na seção 4.1,  $Y_4$  não é observado. No instante  $t_D$  observa-se apenas  $Y_5$  e  $Y_3$ . Assim, na técnica de DD toma-se a distância  $Y_2 - Y_1$  como estimativa para a distância  $Y_4 - Y_3$ , não observada. De posse desta estimativa, basta subtraí-la de  $Y_5 - Y_3$  para obter o impacto do tratamento sobre o tratado. Esta intuição está contida na **Equação 3.10**. Note que esta pode ser reescrita como:

$$G_{DD} = E(Y_D | P = 1) - E(Y_A | P = 1) - E(Y_D | P = 0) + E(Y_A | P = 0) \quad \text{(Equação 3.11)}$$

Rearranjando os termos da **Equação 3.11**, tem-se uma formulação que, na **FIG. 3.3**, seria equivalente a  $(Y_5 - Y_3) - (Y_2 - Y_1)$ :

$$G_{DD} = [E(Y_D | P = 1) - E(Y_D | P = 0)] - [E(Y_A | P = 1) - E(Y_A | P = 0)] \quad \text{(Equação 3.12)}$$

Através da **FIG. 3.3** e **Equação 3.12** é mais perceptível o significado da hipótese de diferença intertemporal constante entre tratamento e controle. Para que a estimativa por DD seja válida é necessário que a diferença entre tratamento e controle no momento  $t_A$  revele a verdadeira distância entre o contrafactual do tratamento e o controle observado no momento  $t_D$ . Isto ocorre se a tendência é paralela e constante, no cenário de ausência de tratamento, para os grupos tratamento e controle. Em outros termos, a reta definida pelos pontos  $(t_a, Y_1)$  e  $(t_d, Y_3)$  deve ser paralela à reta definida pelos pontos  $(t_a, Y_2)$  e  $(t_d, Y_4)$ .

Pode-se argumentar, contudo, que os grupos tratamento e controle não seguiram tendências paralelas entre os momentos antes e depois da reforma; ou seja, que ocorreram choques que afetaram de maneira distinta os grupos populacionais que formam tratamento e controle. Uma estratégia para contornar este possível problema na dupla-diferença é adotar a técnica de tripla-diferença, conforme sugerido por Carvalho (2005). Para isto é preciso escolher uma parcela da população em que os grupos definidos como tratamento e controle não foram afetados pelo choque exógeno trazido pela intervenção.

No caso da redução da idade de elegibilidade ao BPC, grupos etários particulares podem ser utilizados como grupos tratamento e controle. Porém nem todos os indivíduos da faixa etária tratamento foram beneficiados pela reforma na política. Como o BPC é um benefício destinado, por critérios legais, a idosos com renda familiar abaixo do patamar de elegibilidade, pode-se considerar que a população com renda acima deste limite não foi afetada pelo choque de renda ou, se foi, isto se deu apenas de maneira residual, refletindo os benefícios concedidos por erro de focalização do programa. Desta maneira, pode-se dividir tanto o grupo tratamento quanto o grupo controle em indivíduos afetados (com renda familiar elegível ao benefício) e indivíduos não-afetados (renda familiar não elegível).

A estratégia da tripla-diferença consiste, assim, em utilizar a diferença entre afetados e não-afetados para expurgar as tendências entre tratamento e controle que não estão relacionadas com a reforma na legislação e que não foram eliminadas pela dupla diferença. Sendo  $Af$  e  $nAf$  índices que representam, respectivamente, afetados e não-afetados, a equação que representa a tripla diferença é:

$$G_{DDD} = [E(Y_D - Y_A | P = 1) - E(Y_D - Y_A | P = 0)]_{Af} - [E(Y_D - Y_A | P = 1) - E(Y_D - Y_A | P = 0)]_{nAf} \quad \text{(Equação 3.13)}$$

Outras estratégias podem ainda ser utilizadas para verificar a aplicabilidade da técnica da diferença-em-diferença para uma dada situação empírica. Duflo (2006) destaca três delas, as quais envolvem testar a hipótese de diferença intertemporal constante. A primeira consiste em fazer estimativas-placebo usando dados de períodos anteriores à implantação do tratamento. Se a intervenção se deu entre os anos  $X$  e  $X+1$ , pode-se fazer uma diferença-em-diferença utilizando dados dos anos  $X$  e  $X-1$ . Se esta última resultar em valor estatisticamente diferente de zero, é possível que a estimativa para os anos  $X$  e  $X+1$  esteja enviesada; ou seja, isto evidenciaria que, na ausência de intervenção, grupos controle e tratamento não seguiram tendências lineares paralelas.

Mesmo quando não se tem dados para períodos anteriores, é possível fazer testes da plausibilidade da hipótese de diferença intertemporal constante. A segunda medida proposta por Duflo é utilizar um grupo controle alternativo. Se tratamento e controle são constituídos com base em grupos etários, pode-se testar, por exemplo, uma faixa etária alternativa como grupo controle. Se a DD com o grupo controle alternativo é estatisticamente significativa e a DD com o controle original não o é, ou vice-versa, é possível que a DD original esteja enviesada. O terceiro teste é substituir a variável de interesse ( $Y$ ) por outra ( $Y'$ ) que se suponha não ter sido afetada pela intervenção. Se a DD utilizando  $Y'$  é diferente de zero, é possível que a DD utilizando  $Y$  esteja enviesada.

Apesar da diferença-em-diferença poder ser calculada pelo uso de médias simples, como pelas **Equações 3.12** e **3.13**, estimativas do efeito médio do tratamento também podem ser obtidas via regressão. Esta abordagem permite que se inclua o uso de variáveis de controle. Considerando  $Y$  a variável resposta

e um vetor  $X$  de variáveis de controle, observados em dois momentos no tempo (antes e após a implantação do tratamento), a especificação para captar o efeito médio do tratamento sobre o tratado, nos moldes da dupla-diferença, é:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 P_i + \beta_2 D_i + \beta_3 (P_i \times D_i) + \beta_4 X_i + \varepsilon_i \quad \text{(Equação 3.14)}$$

Onde  $P_i$  e  $D_i$  são variáveis binárias (*dummies*):  $P_i$  assume valor 1 quando o indivíduo  $i$  é tratamento e zero caso contrário,  $D_i$  assume valor 1 quando o indivíduo  $i$  é observado no momento posterior à implantação do tratamento e 0 quando é observado no momento anterior. A variável  $\varepsilon_i$  é um termo de erro. O coeficiente do termo de interação ( $\beta_3$ ) fornece a estimativa do efeito médio do tratamento.

A **TAB. 3.1** mostra como o coeficiente  $\beta_3$  da **Equação 3.14** é equivalente a uma estimativa de diferença-em-diferença. Por exemplo, seja  $Y$  a probabilidade de receber transferências. Para um dado vetor de características  $X'$ , um indivíduo que faz parte do grupo tratamento ( $P=1$ ) tem, no período pós implantação do tratamento ( $D=1$ ), uma probabilidade estimada de  $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 X'$  de receber transferências. Um indivíduo controle ( $P=0$ ) com o mesmo vetor de características  $X'$  tem, no mesmo período, uma probabilidade estimada de  $\beta_0 + \beta_2 + \beta_4 X'$ . Assim sendo, a diferença entre os dois indivíduos neste período é  $\beta_1 + \beta_3$ .

**TABELA 3.1 – Probabilidades estimadas de Y e mensuração do efeito tratamento por diferença-em-diferença, através dos coeficientes de regressão da Equação 3.14, para um dado vetor X'.**

	Tratamento (P=1)	Controle (P=0)	Diferença
Depois (D=1)	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 X'$	$\beta_0 + \beta_2 + \beta_4 X'$	$\beta_1 + \beta_3$
Antes (D=0)	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_4 X'$	$\beta_0 + \beta_4 X'$	$\beta_1$
Diferença	$\beta_2 + \beta_3$	$\beta_2$	$\beta_3$

Fonte: elaboração própria.

A lógica é similar para o período pré implantação do tratamento ( $D=0$ ). A diferença entre a probabilidade estimada de receber transferência para o indivíduo tratamento ( $\beta_0 + \beta_1 + \beta_4 X'$ ) e controle ( $\beta_0 + \beta_4 X'$ ) corresponde ao coeficiente  $\beta_1$ . Desta forma, se esta diferença  $\beta_1$  que existe entre grupo tratamento e controle em  $D=0$  é constante no tempo, a diferença temporal expurga este efeito, retornando o efeito do tratamento no coeficiente  $\beta_3$ .

Para o cálculo da tripla-diferença via regressão basta adicionar uma terceira variável binária ao conjunto dos termos interativos, que deve indicar se o indivíduo é “afetado” ou “não-afetado”. Chamando esta variável de  $Af$ , a equação de regressão para captar a tripla diferença deve ser:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 P_i + \alpha_2 D_i + \alpha_3 Af_i + \alpha_4 (P_i D_i) + \alpha_5 (P_i Af_i) + \alpha_6 (D_i Af_i) + \alpha_7 (P_i D_i Af_i) + \alpha_8 X_i + e_i \quad \text{(Equação 3.15)}$$

O coeficiente  $\alpha_7$  fornece a estimativa do efeito médio do tratamento. A demonstração para a tripla-diferença é operacional e deve seguir procedimento semelhante ao ilustrado na **TAB. 3.1** para a dupla-diferença. Entretanto, deve-se notar que esta interpretação do coeficiente do termo interativo como estimativa do efeito médio do tratamento no tratado, tanto na DD como na DDD, só pode ser feita de maneira direta quando o modelo estimado é um modelo linear. Modelos não-lineares, como o modelo logístico, não permitem esta interpretação direta, como bem argumentado em Ai e Norton (2003) e Norton et al. (2004)<sup>12</sup>.

A questão levantada por estes autores pode ser demonstrada de maneira intuitiva. Considere um modelo linear com uma variável dependente contínua  $y$ , duas variáveis independentes  $x_1$  e  $x_2$ , uma interação entre elas e um vetor adicional de variáveis independentes  $X$ :

$$E[y|x_1, x_2, X] = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_{12} x_1 x_2 + X\beta \quad \text{(Equação 3.16)}$$

O efeito interativo de  $x_1$  e  $x_2$  é a derivada cruzada do valor esperado de  $y$  em relação a  $x_1$  e  $x_2$ ; ou seja<sup>13</sup>:

$$\frac{\partial^2 E[y | x_1, x_2, X]}{\partial x_1 \partial x_2} = \beta_{12} \quad \text{(Equação 3.17)}$$

---

<sup>12</sup> Ai e Norton (2003) apresentam uma demonstração mais formal dos aspectos que indicam que o coeficiente de um termo interativo em modelos não-lineares não representa diretamente o efeito marginal do termo interativo. Já Norton et al. (2004), além de abordarem aspectos teóricos, propõem também algumas soluções computacionais para o cálculo correto do efeito marginal através do pacote estatístico Stata.

<sup>13</sup> Vale lembrar que  $\frac{\partial^2 y}{\partial x_1 \partial x_2} = \frac{\partial^2 y}{\partial x_2 \partial x_1}$ . Para uma demonstração intuitiva, ver Weber (1986, p. 312-315). Para uma demonstração formal de derivadas cruzadas de qualquer ordem, ver Piskounov (1974, p. 300-302).

Neste modelo linear, a significância estatística do efeito interativo pode ser, inclusive, medida por um teste-t para o coeficiente  $\beta_{12}$ . Nos modelos não-lineares, entretanto, não se pode observar apenas o coeficiente  $\beta_{12}$ . Considerando um modelo logístico com as mesmas variáveis do modelo linear, porém no qual  $y$  é uma variável binária, tem-se:

$$E[y|x_1, x_2, X] = \Phi(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_{12} x_1 x_2 + X\beta) \quad \text{(Equação 3.18)}$$

Onde  $\Phi(\cdot)$  é a função de densidade logística acumulada. O efeito interativo de  $x_1$  e  $x_2$  neste caso é:

$$\frac{\partial^2 E[y | x_1, x_2, X]}{\partial x_1 \partial x_2} = \beta_{12} \Phi'(\cdot) + (\beta_1 + \beta_{12} x_2)(\beta_2 + \beta_{12} x_1) \Phi''(\cdot) \quad \text{(Equação 3.19)}$$

Ai e Norton (2003) sugerem um exemplo simples para mostrar o risco envolvido ao se observar o coeficiente  $\beta_{12}$  isoladamente como o efeito interativo das variáveis  $x_1$  e  $x_2$ . Considere um modelo no qual  $\beta_{12}=0$ . O efeito interativo de  $x_1$  e  $x_2$  é:

$$\left. \frac{\partial^2 E[y | x_1, x_2, X]}{\partial x_1 \partial x_2} \right|_{\beta_{12}=0} = \beta_1 \beta_2 \Phi''(\cdot) \quad \text{(Equação 3.20)}$$

A **Equação 3.20** mostra que quando o coeficiente  $\beta_{12}$  é igual a zero, o efeito interativo pode ser diferente de zero<sup>14</sup>. Esta é uma conclusão importante que muitas vezes não é devidamente considerada por estudiosos das Ciências Sociais. Ai e Norton (2003) revelam, por exemplo, que uma revisão do conteúdo de 13 periódicos de Economia listados no portal JSTOR<sup>15</sup> indica 72 artigos publicados entre os anos de 1980 e 1999 que utilizam termos interativos em modelos não-lineares. De acordo com a revisão destes autores, em nenhum destes 72 artigos interpretou-se corretamente o efeito interativo; ou seja, conforme este foi apresentado na **Equação 3.19**.

<sup>14</sup> Para outros argumentos que mostram que o coeficiente  $\beta_{12}$  não deve ser interpretado como o efeito puro do termo interativo, ver Ai e Norton (2003, pág. 124) e Norton et al. (2004, pág. 156)

<sup>15</sup> O portal JSTOR (The Scholarly Journal Archive), que pode ser acessado através do endereço eletrônico <<http://www.jstor.org>>, mantém um banco artigos publicados em diversos periódicos de várias partes do mundo. De acordo com este portal, em 20 de junho de 2007 era armazenado on-line o conteúdo de 729 periódicos, o que totalizava 3.730.347 artigos (JSTOR, 2007).

Como uma das variáveis de interesse neste trabalho é a probabilidade de receber transferência de não-morador ( $L$ ), um modelo logístico é estimado na seção 5. A maneira escolhida para interpretar os termos interativos corretamente, levando em consideração as observações de Ai e Norton (2003), foi interpretar os modelos não-lineares através da análise das variações no valor predito da variável dependente quando se altera o valor de uma variável independente e mantêm-se as demais constantes.

Esta metodologia é proposta em Long e Freese (2003), por exemplo. Em um exemplo empírico, utilizando dados de Mroz (1987), estes autores investigam o impacto do número de filhos menores de 6 anos sobre participação feminina no mercado de trabalho, enquanto controlam pelo efeito de outras co-variáveis<sup>16</sup>. Para tal, estimam um modelo logístico e calculam, em seguida, as diversas probabilidades preditas de participação para valores do número de filhos de 0 a 3 (o maior número de filhos na amostra foi 3), enquanto mantêm os valores das demais co-variáveis constantes. A escolha dos valores para as co-variáveis é subjetiva e depende do que se considera um perfil de interesse no estudo. Long e Freese decidem avaliar o impacto sobre uma “mulher mediana”; ou seja, para um perfil teórico no qual todas as co-variáveis de controle assumem seu valor médio na amostra.

No presente estudo, avaliou-se também o impacto sobre um perfil mediano. Estimou-se a variação no valor predito da probabilidade de receber transferência privada quando altera-se o valor das variáveis binárias que indicam tratamento, depois e afetado e mantiveram-se as demais co-variáveis em seus valores médios. Estas três variáveis binárias foram utilizadas para reconstruir o cálculo passo-a-passo da DDD, conforme será demonstrado na seção 5.

Outra variável de interesse é o valor recebido de transferência ( $T$ ). Como nem todos indivíduos recebem transferência, muitas observações apresentam valor zero na variável  $T$ . O modelo econométrico que se utilizou para estimar  $T$  foi

---

<sup>16</sup> As co-variáveis de controle são: número de filhos entre 6 e 18 anos, idade da mulher, variável binária indicando se a mulher tem ensino superior, variável binária indicando se o marido tem ensino superior, o logaritmo do salário estimado da mulher e renda familiar líquida da renda da mulher.

o modelo Tobit, desenvolvido por James Tobin (1958). Considerando uma variável dependente  $y$ , uma variável independente  $x_1$  e um vetor de outras covariáveis  $X$ , um modelo Tobit pode ser especificado na forma:

$$y_i^* = \beta_1 x_1 + X_i \beta + \varepsilon_i \quad \text{(Equação 3.21)}$$

$$y_i = y_i^* \quad \text{se} \quad y_i^* > 0 \quad \text{(Equação 3.22)}$$

$$y_i = 0 \quad \text{se} \quad y_i^* \leq 0 \quad \text{(Equação 3.23)}$$

Onde  $y_i^*$  é a variável dependente latente e  $y_i$  é a variável dependente observada. Sigelman e Zeng (1999) apontam que o efeito marginal da variável dependente  $x_1$  sobre  $y_i^*$  é:

$$\frac{\partial E(y^* | x_1, X)}{\partial x_1} = \beta_1 \quad \text{(Equação 3.24)}$$

A **Equação 3.24** mostra que, apesar do modelo Tobit não ser linear em  $y_i$ , os coeficientes estimados expressam o efeito marginal sobre a variável latente  $y_i^*$ , de maneira análoga ao efeito marginal nos modelos lineares (como MQO). Assim, os coeficientes dos termos interativos  $P_i D_i$  (**Equação 3.14**) e  $P_i D_i A f_i$  (**Equação 3.25**) podem ser interpretados diretamente como uma medida do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC sobre a variável latente  $y^*$ .

Em suma, esta seção 3 apresentou, de maneira geral, um panorama das técnicas de avaliação de impacto em políticas públicas e definiu-se a técnica a ser utilizada neste trabalho, a diferença-em-diferença. A seção seguinte, por sua vez, trata de como a redução da idade de elegibilidade ao BPC configura-se como um evento com características propícias para ser analisado sobre a ótica da diferença-em-diferença através da série histórica da PNAD.

## 4 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

Após apresentar, na seção anterior, as técnicas para avaliação de impacto de políticas públicas, esta seção dedica-se a explorar a redução da idade de elegibilidade ao BPC como um evento a ser estudado sobre a ótica da avaliação de impacto. Além disto, é explicitado como este evento se expressa como um fenômeno capaz de propiciar indícios sobre as motivações que regem as transferências privadas no Brasil.

A seção 4 subdivide-se, então, em quatro subseções. A seção 4.1 contém um panorama da evolução histórica e legal do BPC desde sua criação, em 1993, até as últimas mudanças ocorridas em 2003, com o Estatuto do Idoso. As reduções de idade de elegibilidade relatadas em 4.1 podem ser interpretadas como aumento de renda exógeno para os idosos. Assim, na seção 4.2 é explicado como estes choques de renda podem ser analisados à luz da diferença-em-diferença para propiciar indícios sobre as motivações que regem as transferências privadas no Brasil. A seção 4.3 é dedicada a explicitar a metodologia de criação da renda familiar *per capita*, que será uma variável utilizada posteriormente. Por fim, a seção 4.4 é dedicada a fornecer mais detalhes sobre a estrutura do banco de dados da PNAD.

### 4.1 Evolução histórica do BPC

O Benefício de Prestação Continuada (BPC) foi instituído pela lei nº 8.742, de 7 de dezembro de 1993 (Lei Orgânica da Assistência Social/LOAS) e regulamentado pelo decreto nº 1.744, de 8 de dezembro de 1995. O benefício começou a ser concedido a partir de 1º de janeiro de 1996 e garante um salário mínimo mensal à pessoa portadora de deficiência e ao idoso que tenham renda familiar *per capita* inferior a um quarto de salário mínimo. De acordo com a legislação, a renda pode ser comprovada através de apresentação de Carteira de Trabalho e Previdência Social, contracheque, carnê de contribuição para o INSS ou declaração de um Conselho de Assistência Social estadual ou municipal (MDS 2006). É facultado ainda, ao INSS, emitir parecer sobre a situação sócio-econômica da família do beneficiário. Considera-se renda “todo e qualquer

recebimento, tais como: salários, rendimentos de autônomos, prestação ou venda de bens e serviços, aluguéis, pensões, benefícios e outras”. (MDS 2006)

Para cálculo da renda familiar per capita, o decreto nº 1.744/95 considerava como família do solicitante a “unidade mononuclear, vivendo sob o mesmo teto, cuja economia é mantida pela contribuição de seus integrantes” (BRASIL 1993). Desta forma, constituía a família do solicitante o conjunto de pessoas que com ele co-residiam em um domicílio e compartilhavam o orçamento doméstico<sup>17</sup>.

Além da comprovação de renda familiar *per capita*, o idoso tinha, nesta época, que comprovar ainda outros três quesitos: possuir 70 anos ou mais, não estar exercendo atividade remunerada e não ser aposentado de instituto de previdência oficial. Estes dois últimos quesitos também podem ser comprovados por declaração de um Conselho de Assistência Social. A pessoa portadora de deficiência, por sua vez, necessita comprovar que é portadora de deficiência que a incapacite para a vida independente e para o trabalho. Isto deve ser feito através de parecer de perícia médica.

Para solicitarem o benefício, o idoso e o portador de deficiência devem procurar a agência da Previdência Social mais próxima de sua residência, preencher o formulário de requerimento e apresentar os documentos necessários (**FIG. 1A**, no Anexo). Uma vez concedido o benefício, o indivíduo recebe um cartão magnético e uma senha para que o pagamento seja feito por intermédio da rede bancária. Além disto, a legislação prevê que a cada dois anos seja feita uma revisão na lista dos beneficiários do BPC; ou seja, é verificado se as condições de elegibilidade que garantiram o direito ao benefício ainda prevalecem (MDS 2005).

Em 1998, a lei nº 9.720, de 30 de novembro, alterou alguns aspectos da Lei Orgânica da Assistência Social. No que tange a este estudo, as principais alterações foram a redução da idade mínima para requerimento do BPC idoso de 70 para 67, a partir de 1º de janeiro de 1998, e a modificação da definição de

---

<sup>17</sup> Percebe-se que a definição legal de família não reproduz necessariamente o conceito de unidade domiciliar, ou mesmo unidade familiar, empregado nas PNADs. Por este motivo, a seção 4.3 apresenta a metodologia que se utilizou para estimar a renda familiar de elegibilidade ao BPC através do conceito de família empregado nas PNADs.

família para o cálculo da renda *per capita*. Deve-se destacar que esta redução da idade a partir de janeiro de 1998 foi anunciada na Medida Provisória nº 1.599-39, de dezembro de 1997. Já a alteração na definição de família entrou em vigor a partir de agosto de 1997, devido à Medida Provisória nº 1.473-34, deste mesmo mês. Estas duas alterações foram mantidas por sucessivas Medidas Provisórias até serem convertidas em lei em novembro de 1998.

Com a mudança na legislação, o termo “família” passou a ser definido pelo conjunto de pessoas elencadas no artigo 16 da lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991, desde que vivam sob o mesmo teto. Desta forma, considera-se que são membros da família do solicitante: cônjuge (inclusive casais não unidos legalmente), filhos/filhas<sup>18</sup> (menores de 21 anos ou inválidos), irmãos/irmãs (menores de 21 anos ou inválidos), pai/mãe. Esta mudança restringiu o tamanho da família do idoso em relação à definição anterior. Passou-se a desconsiderar como membro família os indivíduos co-residentes que não se encaixam nas categorias listadas na lei nº 8.213. Como a nova legislação incluiu na família do idoso basicamente apenas o cônjuge e indivíduos menores de 21 anos<sup>19</sup>, em grande parte os membros excluídos foram os adultos.

Uma segunda mudança na legislação do BPC ocorreu em 2003, com a lei nº 10.741, de 1º de outubro, que criou o Estatuto do Idoso. Dentre outras disposições, ela reduziu novamente a idade para elegibilidade do idoso ao BPC, baixando-a de 67 para 65 anos, a partir de 1º de janeiro de 2004. Uma segunda modificação importante para os idosos foi a de que a renda proveniente de BPC já concedido a outros idosos na mesma família passou a não ser mais considerada para efeitos do cálculo da renda familiar *per capita*. Isto possibilitou, por exemplo, que um casal de idosos possa requerer dois benefícios, mesmo que o primeiro BPC concedido aumente a renda familiar *per capita* acima de ¼ de salário mínimo. Esta regra não vale para o indivíduo portador de deficiência – um

---

<sup>18</sup> Quanto à categorias filhos, o parágrafo segundo do artigo 16 da lei nº 8.213 assegura que: “o enteado e o menor tutelado equiparam-se a filho mediante declaração do segurado e desde que comprovada a dependência econômica na forma estabelecida no Regulamento.” (BRASIL, 1991)

<sup>19</sup> Está considerando-se que pai e mãe do beneficiário são membros mais comuns nas famílias de pessoas portadoras de deficiência, sendo raros na família do idoso.

primeiro BPC é computado no cálculo da renda familiar caso seja requisitado um segundo na mesma família.

A tabela abaixo apresenta, de forma esquemática, as mudanças ocorridas na legislação do BPC, desde o início de sua vigência, que são mais significativas para o desenvolvimento deste estudo.

**TABELA 4.1 – Esquema das principais mudanças ocorridas na legislação do BPC para os idosos.**

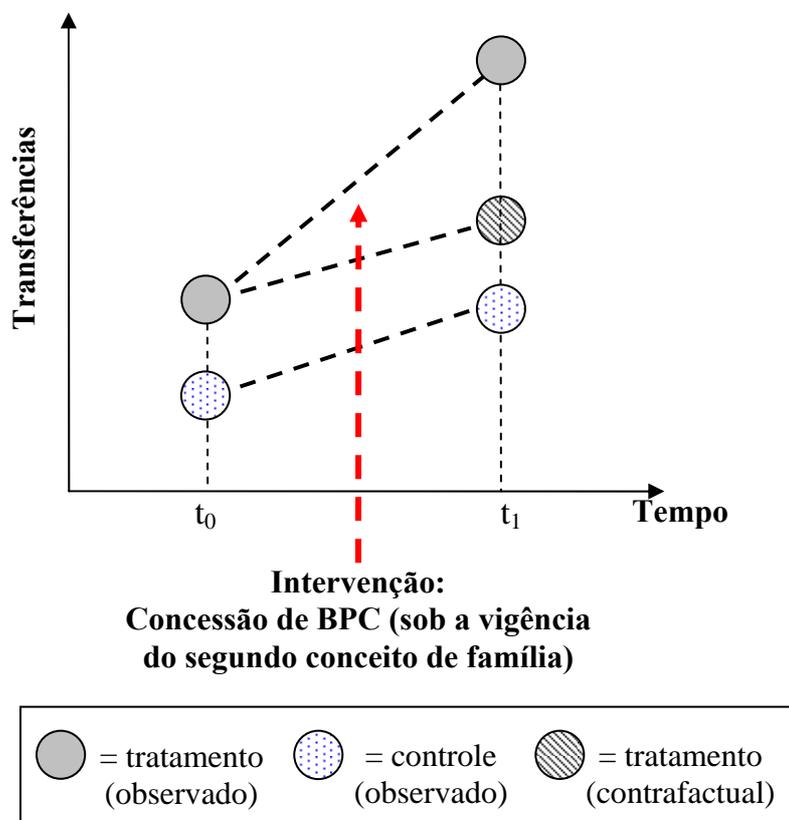
Período	Idade mínima para requerer o benefício	Definição de família	BPC de idoso co-residente incluído na renda de elegibilidade
1996 a 1997	70 anos	unidade mononuclear*	incluído
1998 a 2003	67 anos	pessoas elencadas na lei nº 8.213	
2004 adiante	65 anos		não incluído

Fonte: elaboração própria a partir de BRASIL 1995, 1998 e 2003.

Nota: \*Entre os meses de agosto a dezembro de 1997, a definição de família já seguia aquela empregada a partir de 1998, devido à Medida Provisória nº 1.473-34.

Observando a **TAB. 4.1** é propício deixar bem claro como exatamente estas mudanças na legislação configuram choques de renda quando se considera grupos tratamento e controle. A primeira redução na idade de elegibilidade, por exemplo, é acompanhada de uma mudança na definição de família. Considerando como grupo tratamento os idosos entre 67 e 69 anos e como grupo controle os idosos entre 64 e 66 anos, percebe-se que antes de 1 de janeiro de 1998 ambos os grupos não tinham acesso ao benefício. A partir de janeiro de 1998 os idosos de 67 a 69 passaram a poder requerer o BPC, porém já sob a vigência do novo conceito de família; ou seja, os idosos de 67 a 69 nunca experimentaram uma elegibilidade ao BPC sob a primeira definição de família. A **FIG. 4.1**, a seguir, mostra visualmente esta situação.

**FIGURA 4.1 – Visão esquemática do impacto da mudança na lei (redução da idade de elegibilidade e novo conceito de família) sobre o recebimento de transferências para indivíduo tratamento e indivíduo controle.**



Fonte: Elaboração própria.

É importante entender o impacto mostrado na **FIG. 4.1**, porque esta mostra que, no âmbito da diferença-em-diferença, a intervenção a ser analisada (o choque de renda) pode ser resumida como a expansão do benefício ao grupo etário que antes não tinha acesso, uma vez que esta expansão se deu inteiramente sob a vigência do novo conceito de família. É por este motivo que na definição do grupo afetado, na seção seguinte, utiliza-se para os períodos pré e pós redução na idade de elegibilidade apenas o conceito de família vigente de 1998 adiante. Em outras palavras, não é necessário, e praticamente não traria benefícios, separar a parcela do impacto advinda da redução da idade de elegibilidade e a parcela advinda puramente da mudança no conceito de família.

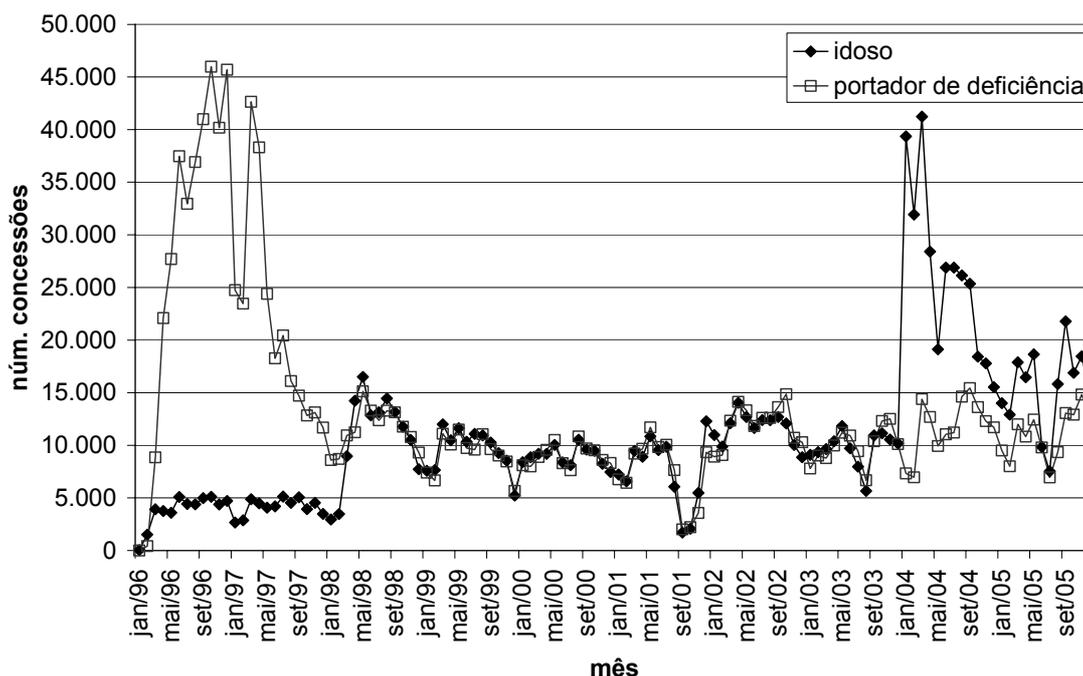
Interpretação semelhante a esta deve ser aplicada para a segunda redução na idade de elegibilidade, que foi acompanhada de uma mudança na legislação que excluiu a renda de BPC recebida por outros beneficiários co-residentes no

momento do cálculo da renda familiar *per capita* de elegibilidade. Sendo o grupo tratamento os idosos de 65 e 66 anos e o grupo controle os idosos de 63 e 64 anos, a intervenção da política sobre o grupo tratamento foi a elegibilidade ao BPC sob a nova regra de exclusão do benefício de co-residentes. A comparação entre os momentos antes e depois da reforma revela, do âmbito da diferença-em-diferença, o impacto global deste choque de renda.

Para prosseguir com análise dos possíveis impactos do BPC sob as transferências privadas é essencial que as reduções na idade à elegibilidade tenham representado efetivamente um choque de renda. Em outras palavras, de pouca validade seria a análise caso as novas faixas etárias tivessem se tornado elegíveis, mas nenhum idoso do grupo tratamento tivesse de fato requisitado um benefício. De acordo com dados administrativos da Previdência Social, as reduções na idade de elegibilidade correspondem a períodos de grande expansão do número de benefícios concedidos. Na **FIG. 4.2** é apresentado o número de benefícios concedidos, mês a mês, desde a entrada do programa em vigor, em 1996, até dezembro de 2005. Alguns períodos característicos podem ser notados.

Até meados de 1997 há um grande número de concessões, majoritariamente entre os portadores de deficiência. Este fato deve estar ligado a um elevado número de portadores de deficiência elegíveis ao benefício antes da criação deste. Entre os maiores de 70 anos, o número de novos elegíveis possivelmente não era da mesma magnitude, o que poderia explicar a ausência de número elevado de concessão de BPC para idosos no início de 1996.

**FIGURA 4.2 - Quantidade de BPCs concedidos, mês a mês, por grupos de espécies: Brasil, janeiro de 1996 a dezembro de 2005.**



Fonte: Elaboração própria a partir de MPS (2006b).

A partir dos primeiros meses de 1998, quando a idade mínima do benefício para o idoso é reduzida para 67 anos, ocorre uma grande elevação no número de concessões para este grupo. A **FIG. 4.2** atesta esta subida a partir de março de 1998, quando as concessões atingiram 8,9 mil, contra de 3,4 mil no mês de fevereiro. O rápido crescimento continuou em abril, com 14,2 mil concessões, até atingir um pico em maio, com 16,5 mil concessões.

No segundo semestre de 2001 percebe-se uma queda atípica do número de concessões. É bastante provável que esta queda esteja relacionada com a grande greve dos previdenciários iniciada em agosto daquele ano. Segundo o INSS, a paralisação, que durou mais de 100 dias, contou com a adesão de 95% dos 38 mil previdenciários e prejudicou mais de 1,3 milhões de pessoas. Estimativas para o estado de São Paulo indicaram que 70 mil benefícios do INSS deixaram de ser concedidos por dia de greve. (ANASPS 2001 e FUTEMA 2001a, 2001b e 2001c).

Por fim, percebe-se, na **FIG. 4.2**, o imenso crescimento da concessão de benefícios para idosos logo no primeiro mês de 2004, quando começou a vigorar a idade mínima de 65 para elegibilidade ao BPC. O número de concessões saltou da casa dos 10 mil em dezembro de 2003 para mais 39 mil no mês seguinte.

## 4.2 As reformas do BPC como estratégia de identificação

Diante do panorama de evolução do BPC traçado na seção 4.1 é possível interpretar as expansões de cobertura como fenômenos a serem analisados sob a ótica da diferença-em-diferença, a fim de fazer inferências sobre o comportamento das transferências privadas diante de uma transferência pública de renda. A estratégia de identificação utilizada neste trabalho tomou como base aquela empregada por Carvalho (2005). Ele utilizou a técnica da diferença-em-diferença para estudar o impacto da redução da idade mínima de elegibilidade à Aposentadoria Rural, vigente a partir de 1991, sobre a taxa de atividade dos trabalhadores rurais. Carvalho focou sua análise nos trabalhadores rurais do sexo masculino, para os quais a idade de elegibilidade ao benefício passou de 65 para 60 anos. A hipótese de Carvalho é que a adesão à aposentadoria rural corresponde a um choque exógeno positivo na renda do idoso.

Tratando-se o Brasil de um país em desenvolvimento, Carvalho argumenta que a baixa acumulação de capital entre os idosos rurais, conjugado com trajetória de vida marcada por baixos salários e poucas alternativas de lazer na velhice, sugerem que trabalhar enquanto o corpo agüentar pode ser a estratégia mais comum entre estes indivíduos. Por outro lado, precárias condições de saúde e a alta intensidade da força física no trabalho rural funcionam para estes idosos como incentivos à saída do mercado de trabalho. Como a Aposentadoria Rural é um benefício que não obriga que o idoso se aposente – ou seja, que efetivamente abandone o mercado de trabalho – Carvalho estava interessado em captar se este choque positivo de renda estava associado a decisão de não trabalhar.

Definindo os idosos de 60-64 anos da zona rural como grupo tratamento, os idosos de 60-64 anos da zona urbana como controle, o período 1989-90 como antes da reforma na legislação e 1992-93 como depois da reforma, Carvalho emprega a técnica da diferença-em-diferença para captar o efeito da mudança na legislação sobre a taxa de atividade dos idosos. A equação de interesse apresentada por este autor é:

$$DD = (\Delta W_D - \Delta W_A) = (W_{T,D} - W_{C,D}) - (W_{T,A} - W_{C,A}) \quad \text{(Equação 4.1)}$$

Onde  $W$  representa a taxa de atividade e os índices  $T$ ,  $C$ ,  $D$  e  $A$  representam, respectivamente, grupo tratamento, grupo controle, depois da reforma e antes da reforma na legislação. A idéia é utilizar a diferença observada entre tratamento e controle antes da reforma ( $\Delta W_A$ ) como contrafactual para o comportamento que seria observado em  $W_T$  caso a redução na idade de elegibilidade não tivesse ocorrido.

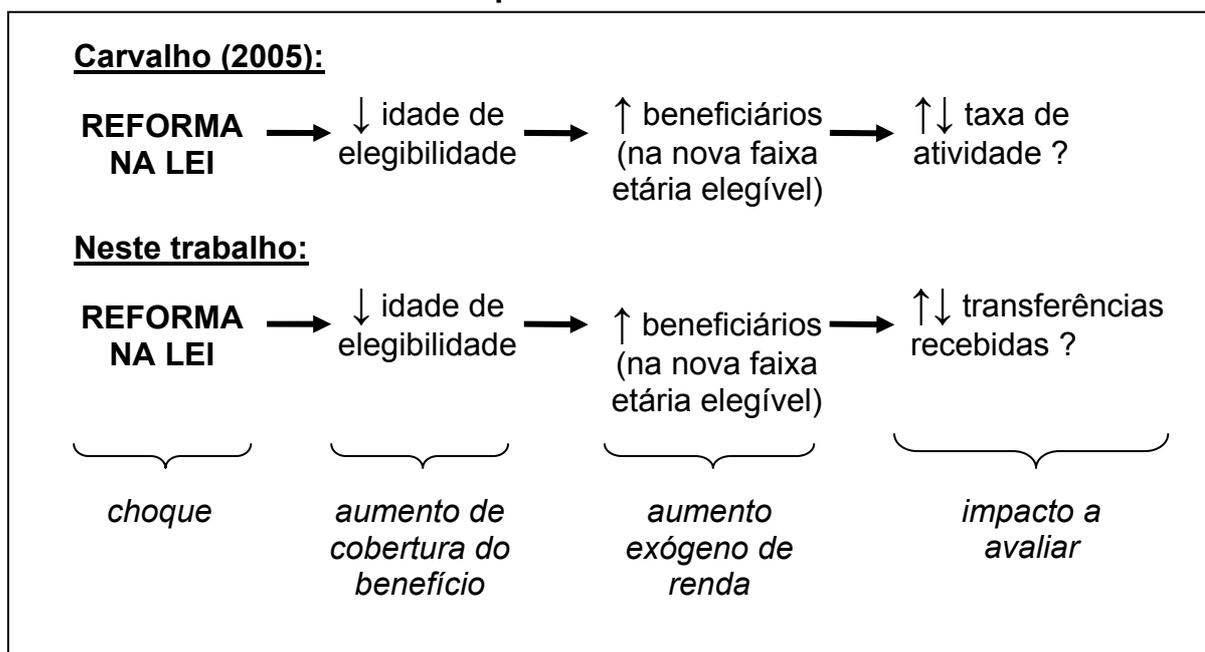
Considerando que o grupo etário 55-59 anos, tanto da zona rural como urbana, não foi afetado pela mudança na legislação, Carvalho emprega a estratégia da tripla-diferença. A equação estimada por Carvalho é:

$$DDD = \Delta DD_{Af} - \Delta DD_{nAf} = (\Delta W_D - \Delta W_A)_{Af} - (\Delta W_D - \Delta W_A)_{nAf} \quad \text{(Equação 4.2)}$$

Onde os índices  $Af$  e  $nAf$  indicam, respectivamente, “afetados” (idosos 60-64) e “não-afetados” (idosos 55-59) pela reforma na legislação. Carvalho testa ainda a faixa etária 65-69 como grupo alternativo de idosos não-afetados. Analisando dados das PNADs, os seus resultados indicaram que o acesso ao benefício é um forte determinante de saída do mercado de trabalho entre idosos rurais. De acordo com seus cálculos, a concessão do direito de receber Aposentadoria Rural aumentou a probabilidade de não trabalhar dos idosos rurais de 60-64 anos em 40 pontos percentuais (CARVALHO 2005, pág. 22).

No presente trabalho, o interesse é avaliar o impacto de um choque de expansão da cobertura do Benefício de Prestação Continuada sobre as transferências privadas recebidas pelos beneficiários desta expansão. Em última instância, está sendo investigado se um aumento exógeno de renda concedido a um grupo de idosos tem impacto sobre as decisões de outros agentes de lhes transferirem renda na forma de transferências privadas. Tanto no estudo de Carvalho, quanto neste, o objetivo final é avaliar a última relação nas respectivas cadeias de eventos na **FIG. 4.3**.

**FIGURA 4.3 – Esquema de investigação em Carvalho (2005) e no presente trabalho.**



Fonte: elaboração própria

É importante perceber que a estratégia de identificação, que pode ser resumida pelo esquema da **FIG. 4.3**, é a peça central da análise. Tendo esta como base, pode-se escolher, entre as técnicas de avaliação de impacto apresentadas na seção 3, ou dentre outras existentes<sup>20</sup>, aquela que produz melhores análises à luz das informações disponíveis no banco de dados utilizado e das particularidades do experimento que se estuda.

Neste trabalho, a técnica empregada é a diferença-em-diferença. Para redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos, os idosos pobres de 67-69 formaram o grupo tratamento e os idosos pobres de 64-66 formam o grupo controle. Sendo  $L$  a proporção de idosos que recebe transferência, a equação de DD é:

$$DD = (\Delta L_D - \Delta L_A) = (L_{T,D} - L_{C,D}) - (L_{T,A} - L_{C,A}) \quad \text{(Equação 4.3)}$$

Onde os índices  $A$  e  $D$  representam, respectivamente, antes e depois da reforma na legislação, e  $T$  e  $C$  indicam grupo tratamento e grupo controle. Como

<sup>20</sup> As técnicas apresentadas na seção 3 foram: seleção aleatória, pareamento e diferença-em-diferença. Um exemplo de outra técnica possível é o uso de variáveis instrumentais ou a combinação de mais de uma técnica, como a diferença-em-diferença com pareamento.

dito anteriormente, pode-se argumentar que os grupos etários não seguiram tendências paralelas entre os momentos antes e depois da reforma; ou seja, que ocorreram choques que afetaram de maneira distinta os grupos etários que constituem tratamento e controle. Para contornar este possível problema adotou-se a técnica de tripla-diferença.

Para identificar os idosos afetados construiu-se a categoria “idosos pobres”. Estes são os idosos que, independente da idade, apresentam, teoricamente, as outras características, definidas por lei, que garantiriam elegibilidade ao benefício. Além da renda familiar *per capita*, a categoria “idosos pobres” foi construída levando em conta dois outros quesitos: não trabalhar e não ser aposentado de previdência oficial. Estas são duas exigências legais adicionais para elegibilidade ao BPC.

Considerando a possibilidade de diferença entre a renda declarada no momento no qual o idoso requisitou o benefício e a renda declarada na PNAD, testou-se como critérios de renda familiar *per capita* o limite de  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo e um limite, mais flexível, de  $\frac{1}{2}$  salário mínimo<sup>21</sup>. Desta maneira, a equação de tripla-diferença para o impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre a proporção de recebedores de transferência é:

$$DDD = DD_{Pob} - DD_{nPob} = (\Delta L_D - \Delta L_A)_{Pob} - (\Delta L_D - \Delta L_A)_{nPob} \quad \text{(Equação 4.4)}$$

Onde os índices *Pob* e *nPob* indicam, respectivamente, “idosos pobres” e “idosos não-pobres”. Na definição do grupo de “idosos pobres”, a condição de trabalho é uma variável que pode ser observada diretamente na PNAD sem maiores problemas. Escolheu-se, para este quesito, eliminar, da categoria idosos pobres, os idosos que declararam ter um ou mais trabalhos na semana de referência da pesquisa. Quanto ao recebimento de aposentadoria de previdência oficial, foi feito um filtro especial. Foram eliminados do grupo idosos pobres apenas os idosos que declararam receber aposentadoria de previdência oficial

---

<sup>21</sup> A cada vez que se utiliza o quesito “idoso pobres” na seção de resultados é mencionado qual o limite de renda familiar *per capita* usado. O limite mais flexível de  $\frac{1}{2}$  salário mínimo justifica-se quando considera-se que os indivíduos tem incentivos a declararem uma renda menor no momento de requisitarem o BPC do que a renda que declarariam na PNAD.

com valor maior que um salário mínimo – ou seja, manteve-se aqueles que informaram valor igual ou abaixo de um salário mínimo.

A inclusão no grupo pobre dos idosos que declararam receber valor menor que um salário mínimo de aposentadoria de previdência oficial justifica-se porque se considerou que estes valores pudessem configurar tipos particulares de aposentadoria que poderiam não excluir o idoso do direito ao recebimento do BPC. Já a inclusão dos idosos que recebem exatamente um salário mínimo de aposentadoria oficial foi feita porque, na PNAD, muitos beneficiários do BPC declaram equivocadamente este rendimento no quesito aposentadoria oficial, conforme relatado por Saywer e Carvalho (2006b). Como não é possível separar, na variável aposentadoria oficial, as declarações de BPC das declarações de verdadeiras aposentadorias, achou-se mais conveniente sobreestimar os idosos pobres (grupo afetado) do que subestimar este grupo.

Incluir possíveis não-afetados no grupo afetado tem como consequência principal subestimar a magnitude do impacto da política – lembrando que o impacto medido é o efeito médio do tratamento sobre o tratado<sup>22</sup>. Tome como variável de interesse a proporção de recebedores de transferência, por exemplo. Incluir alguns idosos não-pobres no grupo idosos pobres possivelmente reduziria a proporção de idosos que deixaram de receber transferência após a mudança na lei, considerando que os idosos não-pobres não estavam elegíveis ao choque de renda.

A alternativa oposta, incluir afetados no grupo de não-afetados, seria mais problemática para a diferença-em-diferença, visto que este falso grupo não-afetado não mais representaria um bom contrafactual para o grupo afetado. Em outras palavras, o falso grupo não-afetado não seguiria uma tendência temporal paralela àquela que o grupo afetado seguiria na ausência da política pública, dado que alguns dos membros do primeiro grupo teriam sofrido os efeitos da política.

Em suma, a categoria “idosos pobres” é constituída então dos idosos que não trabalham, que não são aposentados da previdência oficial (ou, se

---

<sup>22</sup> No caso da tripla-diferença, é o efeito médio do tratamento sobre o tratado afetado.

declararam receber aposentadoria, informaram valor igual ou abaixo de um salário mínimo) e cuja renda familiar per capita inferior é inferior a ¼ de salário mínimo, no caso mais restrito, ou inferior a ½ salário mínimo, na definição mais flexível.

A estratégia da tripla-diferença também foi empregada para analisar a redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos. Para esta situação utilizou-se como grupo tratamento a faixa etária 65-66 anos e, como controle, a faixa etária 63-64 anos. Para determinar “afetados” e “não-afetados” utilizou-se a mesma variável “idosos pobres”. Além de analisar o efeito das reduções de idade sobre a proporção de recebedores de transferência ( $L$ ), estimou-se ainda, para as duas reduções, o impacto sobre o valor das transferências recebidas ( $T$ ).

A seção seguinte é dedicada a esclarecer, em maiores detalhes, a metodologia utilizada para o cálculo da renda familiar *per capita*. Esta seção é importante, uma vez que o conceito de família utilizado não é idêntico ao conceito de família empregado pelo IBGE nas PNADs e, quanto à renda, deve-se esclarecer como calcular a renda líquida do valor do benefício recebido.

### 4.3 A renda familiar per capita

Esta seção dedica-se basicamente a mostrar a metodologia de construção da renda familiar *per capita*. Esta é simplesmente o quociente entre renda familiar total e número de membros na família, como representado na **Equação 4.5**:

$$RFPC = \frac{\sum_{i=1}^n r_i}{n} \quad \text{(Equação 4.5)}$$

Onde  $RFPC$  é a renda familiar *per capita*,  $r_i$  é a renda individual do  $i$ -ésimo membro da família e  $n$  é o número de membros na família. Para facilitar a exposição, as subseções 4.3.1 e 4.3.2 apresentam a maneira utilizada para calcular, através dos dados da PNAD, o numerador e denominador da **Equação 4.5**. Inicia-se com a metodologia de formação da família e segue-se com a definição da renda individual.

### 4.3.1 A família BPC

É importante destinar uma seção exclusiva para a definição de família, pois o conceito aqui empregado (referido como *família-BPC*) não é o mesmo utilizado pelo IBGE na PNAD (*família-PNAD*). Para aproximar ao máximo do conceito de família apresentado na legislação, foi necessário criar uma unidade familiar formada a partir de um subconjunto da família definida na PNAD. Antes de iniciar a discussão é preciso apontar os valores assumidos pela variável “condição na unidade familiar” existente na PNAD, pois nesta pesquisa as pessoas de uma mesma família foram classificadas em função da sua relação com a pessoa de referência na unidade familiar, de acordo com as seguintes categorias:

- **Pessoa de referência ou chefe da família:** Pessoa responsável pela família ou que assim fosse considerada pelos demais membros;
- **Cônjuge:** Pessoa que vivia conjugalmente com a pessoa de referência da família, existindo ou não o vínculo matrimonial;
- **Filho:** Pessoa que era filho, enteado, filho adotivo ou de criação da pessoa de referência da família ou do seu cônjuge;
- **Outro parente:** Pessoa que tinha qualquer outro grau de parentesco com a pessoa de referência da família ou com o seu cônjuge;
- **Agregado:** Pessoa que não era parente da pessoa de referência da família nem do seu cônjuge e não pagava hospedagem nem alimentação;
- **Pensionista:** Pessoa que não era parente da pessoa de referência da família nem do seu cônjuge e pagava hospedagem ou alimentação;
- **Empregado doméstico:** Pessoa que prestava serviço doméstico remunerado em dinheiro ou somente em benefícios a membro(s) da família;
- **Parente do empregado doméstico:** Pessoa que era parente do empregado doméstico e não prestava serviço doméstico remunerado a membro(s) da família.

Conforme discutido na seção 4.1, o conceito de família utilizado para fins do cálculo da renda *per capita*, e conseqüente determinação da elegibilidade ao benefício, deve ser aquele vigente após a primeira redução na idade de elegibilidade. Assim, vale lembrar que de 1998 em diante a família foi definida como o conjunto de pessoas elencadas no artigo 16 da Lei nº 8.213. São então considerados membros da família do solicitante: seu cônjuge (inclusive casais não unidos legalmente), seus filhos/filhas (menores de 21 anos ou inválidos), seus irmãos/irmãs (menores de 21 anos ou inválidos), seu pai e sua mãe.

Tendo especificado a referência legal para o conceito de família-BPC, vale observar que o conceito de família utilizado pelo IBGE na PNAD não reproduz a família-BPC. De acordo com o IBGE, um domicílio é definido da seguinte maneira:

*Conceituou-se como domicílio o local de moradia estruturalmente separado e independente, constituído por um ou mais cômodos. A separação fica caracterizada quando o local de moradia é limitado por paredes, muros, cercas etc., coberto por um teto, e permite que seus moradores se isolem, arcando com parte ou todas as suas despesas de alimentação ou moradia. A independência fica caracterizada quando o local de moradia tem acesso direto, permitindo que seus moradores possam entrar e sair sem passar por local de moradia de outras pessoas. (IBGE, 2005b, p. 11)*

Um mesmo domicílio pode, por sua vez, abrigar mais de uma família:

*Considerou-se como família o conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, que residissem na mesma unidade domiciliar e, também, a pessoa que morasse só em uma unidade domiciliar. Entendeu-se por dependência doméstica a relação estabelecida entre a pessoa de referência e os empregados domésticos e agregados da família e por normas de convivência as regras estabelecidas para o convívio de pessoas que morassem juntas sem estarem ligadas por laços de parentesco ou dependência doméstica. Definiram-se como famílias conviventes aquelas constituídas por, no mínimo, duas pessoas cada uma, que residissem na mesma unidade domiciliar. (IBGE, 2005b, p. 21-22)*

Percebe-se que o conceito de família da PNAD é mais amplo que o utilizado no BPC. Enquanto o conceito de família-PNAD requer apenas laços de parentesco ou dependência entre os indivíduos, na família-BPC esta relação é restrita a certos tipos de parentes. Em algumas situações, como de um casal de idosos que se declarou uma família na PNAD, a família-BPC pode ser equivalente à própria família-PNAD. Todavia, uma família-PNAD com dois adultos maiores de

21 anos e um idoso deve ser dividida em duas famílias-BPC: uma com o idoso e outra com o casal.

Os critérios para a construção das famílias-BPC a partir das famílias-PNAD foram adaptados daqueles empregados na elaboração do “Projeto de Avaliação do Benefício de Prestação Continuada” realizado através do convênio entre Ministério do Desenvolvimento Social e Cedeplar/UFMG (Saywer e Carvalho 2006a e 2006b). Para identificar as famílias-BPC de idosos, inicialmente foram selecionadas as famílias-PNAD com pelo menos um idoso. Dentre estas famílias-PNAD, detectou-se as famílias-BPC a partir do arranjo familiar construído através da variável “condição na unidade familiar”.

Buscou-se captar na família do idoso apenas os membros listados na legislação: cônjuge, filhos menores de 21 anos ou inválidos, irmãos menores de 21 anos ou inválidos, pai e mãe. Nos dados da PNAD não há informação sobre invalidez, o que não permitiu incluir, na família, os filhos e irmãos inválidos. Todavia, pode-se considerar que o número de idosos co-residindo filhos ou irmãos inválidos não seja de magnitude que possa comprometer a validade dos resultados. Quanto a pai e mãe do idoso, os dados da PNAD só permitem detectar esta situação quanto o idoso está na situação de filho. Pode-se considerar também que o número de idosos na situação de filhos residindo com seus pais não seja de ordem suficiente para alterar os resultados significativamente. Feitas estas observações, seguiu-se os critérios abaixo para construção das famílias-BPC:

- Nas famílias-PNAD nas quais o idoso é chefe, este formou uma família-BPC. Caso existam, em sua família-PNAD, um cônjuge (idoso ou não) e/ou filhos menores de 21 anos, estes foram incluídos na família-BPC do idoso.
- Nas famílias-PNAD nas quais há idoso na situação de cônjuge, este e o chefe do domicílio (idoso ou não) foram considerados na mesma família-BPC, juntamente com os filhos menores de 21 anos que por ventura existam em sua família-PNAD.

- Todo idoso na situação de filho, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado foi considerado uma família-BPC unipessoal.

Em resumo, as famílias-BPC podem ser de nove tipos:

- 1) chefe idoso, sem cônjuge, sem filhos menores de 21 anos;
- 2) chefe idoso, sem cônjuge, com filhos menores de 21 anos;
- 3) chefe idoso, com cônjuge não-idoso, sem filhos menores de 21 anos;
- 4) chefe idoso, com cônjuge não-idoso, com filhos menores de 21 anos;
- 5) cônjuge idoso, com chefe não-idoso, sem filhos menores de 21 anos;
- 6) cônjuge idoso, com chefe não-idoso, com filhos menores de 21 anos;
- 7) chefe idoso e cônjuge idoso, sem filhos menores de 21 anos;
- 8) chefe idoso e cônjuge idoso, com filhos menores de 21 anos;
- 9) idoso que está declarado na sua família-PNAD na situação de filho, outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado.

O tipo nove contém os idosos que não se declararam chefes ou cônjuges e, dado que não se consegue identificar seus filhos ou cônjuges através da variável “condição na unidade familiar”, estes formaram famílias-BPC unipessoais. É verdade que, através da análise pura desta variável, não é possível descartar a possibilidade de que estes idosos sejam cônjuges de outro membro da família ou tenham filhos na família. Entretanto, o manual do entrevistador da PNAD determina que em uma dada família, a presença de um casal adicional, assim como a presença de um conjunto de pai com filho ou de mãe com filho, implicam a subdivisão em novas famílias-PNAD<sup>23</sup> (IBGE 2005a e MEDEIROS et al 2002).

---

<sup>23</sup> A formação de famílias-PNAD dentro de um domicílio não são feita pelos entrevistados, mas são identificadas pelo entrevistador, que segue as normas contidas no Manual de Entrevista da PNAD. Ver IBGE (2005a).

Isto significa que, caso estes idosos apresentassem cônjuge ou filhos no domicílio, os idosos não teriam sido declarados como outros parentes, mas teriam formado uma família-PNAD independente.

A **TAB. 4.2**, a seguir, mostra a porcentagem de idosos em cada um dos 9 tipos de arranjos familiares formados a partir da família-BPC. A tabela inclui apenas os idosos de 63 a 69, pois esta é a faixa etária usada para formar os grupos tratamento e controle para as análises de impacto na seção 5. Selecionou-se os anos de 1997-1998 e 2003-2004 por serem, respectivamente, os pares de anos anteriores e posteriores à primeira e segunda redução nas idades de elegibilidade ao BPC. A tabela mostra que a maioria dos idosos estão em famílias-BPC com chefe e cônjuge idosos, sem filhos menores de 21 anos (tipo 7). Outros dois tipos de arranjos comuns são de idoso chefe, sem cônjuge e sem filho (tipo 1); e idoso chefe, com cônjuge não-idoso e sem filho (tipo 3).

**TABELA 4.2 - Porcentagem dos idosos, de 63 a 69 anos, por tipo de família-BPC e ano: Brasil, 1997-98, 2003-04.**

	1997	1998	2003	2004
<b>Tipo 1</b>	25%	25%	28%	28%
<b>Tipo 2</b>	2%	2%	2%	2%
<b>Tipo 3</b>	15%	15%	15%	16%
<b>Tipo 4</b>	9%	9%	7%	6%
<b>Tipo 5</b>	3%	3%	3%	4%
<b>Tipo 6</b>	1%	1%	1%	1%
<b>Tipo 7</b>	33%	33%	35%	34%
<b>Tipo 8</b>	3%	3%	2%	2%
<b>Tipo 9</b>	9%	8%	8%	8%
<b>Total</b>	100%	100%	100%	100%

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1997-98 e 2003-04.

Nota: Excluindo, em 2004 e 2005, a área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá; para efeito de compatibilidade entre os anos.

Por fim, é conveniente esclarecer que o conceito de família definido na legislação serve apenas para o cálculo da renda familiar *per capita* do idoso. Definindo-se os idosos pobres, na seção 5 é analisado qual o efeito do acréscimo de renda exógeno trazido pelo BPC sobre as transferências privadas direcionadas ao idoso e à sua unidade domiciliar, conforme esta foi captada na PNAD. Em suma, a definição legal de família é usada apenas para constatar elegibilidade de renda ao benefício e definir os indivíduos que compõem os grupos afetados e

não-afetados. Tendo isto definido, o impacto da política pode ser mensurado sobre o idoso ou o conjunto do seu domicílio. Por exemplo, o choque exógeno de renda pode ter reduzido as transferências privadas que o idoso pobre recebe, assim como pode ter reduzido as transferências privadas que o domicílio deste idoso recebe. Quando um agente que realiza transferência privada percebe que determinado idoso recebeu uma renda extra, ele pode, por exemplo, reduzir ou aumentar (dependendo da motivação predominante: altruísmo ou troca) as transferências que destinava a qualquer membro do domicílio deste idoso.

#### **4.3.2 A renda individual**

À exceção dos idosos com idade elegível ao BPC, para os demais membros da família-BPC a renda individual considerada foi aquela reportada como renda total nas PNADs. Esta variável foi obtida através da soma da renda mensal de todos os trabalhos com os rendimentos mensais de não-trabalho – incluindo em ambos os casos a renda monetária e em produtos. O rendimento mensal de não-trabalho é captado na PNAD através de 8 quesitos:

- 1) aposentadoria de previdência oficial,
- 2) pensão de previdência oficial,
- 3) outras aposentadorias,
- 4) outras pensões,
- 5) abono de permanência,
- 6) aluguel,
- 7) doação recebida de não-morador,
- 8) outras rendas (que inclui juros de aplicações financeiras, dividendos e outros rendimentos).

O cálculo da renda dos idosos com idade elegível ao BPC contém algumas particularidades. Para os idosos que efetivamente recebem o BPC, a renda individual deve ser líquida do valor do benefício recebido. Do contrário, idosos beneficiários poderiam ser excluídos do grupo de idosos pobres ao terem o valor do benefício incluído no cálculo da renda familiar *per capita*. Os idosos de 65 anos ou mais nos anos de 2004 e 2005, os idosos de 67 anos ou mais nos anos de 1998 a 2003 e os idosos de 70 anos ou mais em 1996 e 1997 são os indivíduos

que podem estar nesta situação e precisam ter o valor do benefício descontado de suas rendas caso o recebam.

Imagine, por exemplo, um idoso beneficiário de BPC que resida só. Caso o valor do BPC deste idoso esteja contido no cálculo da renda familiar, a sua renda *per capita* familiar ultrapassaria  $\frac{1}{2}$  salário mínimo e este idoso não seria considerado na categoria idoso pobre – tanto no critério mais flexível de renda, quanto no menos flexível. Entretanto, este é um caso que deve figurar na amostra analisada, mais especificamente no grupo tratamento afetado. Percebe-se então que o grupo idosos pobres poderia ser bastante subestimado na amostra caso não se utilizasse a renda líquida do benefício ao calcular a renda familiar *per capita*.

Pode-se argumentar que esta renda descontada do valor do benefício não representa a verdadeira renda pré recebimento do BPC, uma vez que o indivíduo pode ter um comportamento diferente na ausência de acesso ao benefício. Por exemplo, pode-se alegar que na ausência do programa BPC uma determinada parcela dos idosos que atualmente recebe BPC estaria no mercado de trabalho e que, por isso, sua renda pré-BPC seria maior. Isso pode fazer com que um idoso tenha uma renda familiar *per capita* que o classifique como idoso pobre quando recebe BPC e uma renda familiar *per capita* que não o classificasse em um cenário onde não existisse o programa.

Contudo, levar em conta os fatores que determinam esta possível renda extra, denominada na literatura como *forgone income* (RAVALLION 2001), requereria uma modelagem adicional para estimar a renda ajustada na ausência do benefício. Algumas alternativas para a estimativa do *forgone income* seriam uma comparação reflexiva, que usasse dados de períodos anteriores para estimar a renda na ausência do benefício, ou a utilização de pareamento por escore de propensão para estimar a renda pré-benefício de cada participante da política através da renda de um não-participante com características sócio-econômicas semelhantes (JALAN E RAVALLION 2003). Todavia, a modelagem e estimação do *forgone income* requereria um trabalho bem mais amplo acerca da sua validade e limitações, o qual não estaria contido na proposta atual deste trabalho e que por isso não foi contemplado.

De toda maneira, obter a renda individual líquida do BPC não é uma tarefa trivial através dos dados das PNADs. Isto se deve ao fato de que nesta pesquisa a renda proveniente de BPC deve ser declarada no quesito “outras rendas”. Como esta variável inclui juros de aplicações financeiras e qualquer outra renda que não tenha se encaixado nos sete outros quesitos de renda de não-trabalho, os dados não permitem identificar se a renda ali declarada é exclusivamente proveniente de BPC. A alternativa usada foi observar valores típicos de um salário mínimo no quesito “outras rendas” e utilizar isto como estimativa para identificar o recebimento de BPC. Um valor exato de um salário mínimo neste quesito é bem mais provável ser recebimento de BPC do que recebimento de juros de uma aplicação financeira, por exemplo.

Todavia, como discutido anteriormente, estudos indicam ainda que parcela significativa dos beneficiários de BPC declara o benefício no quesito aposentadoria oficial<sup>24</sup>. Esta declaração equivocada não permite que se identifiquem os recebedores de BPC apenas pela variável “outras rendas” – é necessário levar em consideração também aqueles que declararam o benefício como aposentadoria. Porém, os dados da PNAD não permitem separar, dentre todos os idosos que declararam receber um salário mínimo em aposentadoria oficial, os idosos que recebem BPC daqueles que realmente recebem aposentadoria. Simplesmente excluir todos os idosos que recebem um salário mínimo de aposentadoria oficial produziria um número subestimado de beneficiários do BPC.

Assim sendo, a opção que se mostrou mais razoável para os propósitos deste trabalho foi incluir os idosos que declararam receber um salário mínimo de aposentadoria oficial. Em seguida, descontou-se, no somatório da renda individual, o valor de um salário mínimo para todos estes idosos. Este caminho mostrou-se mais viável do que simplesmente não descontar este valor típico, o que resultaria em uma renda familiar *per capita* inflacionada para aqueles que recebem BPC, eliminando parte significativa destes indivíduos da amostra de idosos pobres.

---

<sup>24</sup> Ver o estudo de Saywer e Carvalho (2006b) para a declaração da renda de BPC no Censo Demográfico 2000.

Antes de prosseguir para a análise dos dados, na seção 5, o tópico seguinte apresenta uma descrição geral da base de dados da PNAD.

#### **4.4 A base de dados**

Apesar de já ter introduzido, anteriormente, que este trabalho utiliza as bases de dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs), esta seção apresenta mais detalhes sobre esta pesquisa. As PNADs são bastante utilizadas no meio acadêmico, principalmente nas ciências sociais, pois coletam uma série de informações sócio-econômicas dos domicílios brasileiros e seus moradores, como renda, educação, emprego, raça, habitação e outros quesitos. Esta pesquisa realizada pelo IBGE, apesar de ter sido bastante explorada na literatura demográfica brasileira recente, ainda foi pouco utilizada com finalidade de estudar o papel das transferências interdomiciliares.

Incluindo apenas o estado do Rio de Janeiro na primeira pesquisa, conduzida em 1967, a PNAD foi paulatinamente incluindo o resto do território nacional. Apenas em 1981, a PNAD passou a cobrir a zona rural da região Centro-Oeste<sup>25</sup>, deixando de fora então apenas a zona rural dos estados da região Norte (com exceção do estado do Tocantins que, mesmo após ter sido desmembrado do estado de Goiás, continuou tendo sua zona rural constando nos levantamentos da PNAD). A partir do ano de 2004, porém, a pesquisa passou a incorporar também a zona rural de todos estados da região Norte, completando abrangência geográfica nacional. A sua periodicidade é praticamente anual a partir da década de 1980, com exceção dos anos de Censo Demográfico<sup>26</sup> e do ano de 1994, quando excepcionalmente não se realizou a pesquisa.

Como uma das partes deste estudo realiza uma comparação de informações das PNADs dos anos de 2004 e 2005 com PNADs anteriores, para garantir comparabilidade amostral eliminou-se da análise os indivíduos entrevistados, em 2004 e 2005, na zona rural da região Norte, com exceção de Tocantins. Após este ajuste, têm-se uma amostra anual superior a 300 mil

---

<sup>25</sup> Com exceção do Distrito Federal, que já tinha sua zona rural incluída.

<sup>26</sup> O Censo Demográfico programado para 1990 não foi realizado neste ano, indo a campo apenas em 1991. Por este motivo houve excepcionalmente uma PNAD em 1990, mas a pesquisa não foi a campo em 1991.

indivíduos entrevistados (**TAB. 4.3**). Nas idades de especial interesse no estudo (63 a 69 anos), que serão utilizadas para a construção da população controle e tratamento, o número de indivíduos entrevistados a cada ano está em torno de mil a duas mil pessoas.

**Tabela 4.3 – Número de indivíduos entrevistados na PNAD, por idade e ano da pesquisa.**

<b>idade</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>Total</b>
<b>0-62 anos</b>	312.941	309.647	323.612	321.777	327.917	352.775	357.987	356.346	360.047	367.506	3.390.555
<b>63 anos</b>	1.715	1.599	1.604	1.788	1.914	1.886	2.027	2.395	2.001	2.246	19.175
<b>64 anos</b>	1.601	1.671	1.635	1.650	1.884	1.822	1.946	1.960	2.357	1.984	18.510
<b>65 anos</b>	1.803	1.583	1.752	1.598	1.628	1.884	1.857	1.855	2.082	2.268	18.310
<b>66 anos</b>	1.474	1.630	1.528	1.580	1.581	1.804	1.872	1.771	1.875	1.939	17.054
<b>67 anos</b>	1.384	1.316	1.611	1.403	1.578	1.585	1.720	1.816	1.762	1.729	15.904
<b>68 anos</b>	1.229	1.262	1.325	1.548	1.429	1.517	1.538	1.729	1.711	1.648	14.936
<b>69 anos</b>	1.191	1.205	1.255	1.279	1.492	1.446	1.364	1.427	1.608	1.674	13.941
<b>70 ou +</b>	10.881	11.306	11.929	12.319	12.935	14.080	15.087	15.463	15.687	16.638	136.325
<b>Total</b>	<b>334.219</b>	<b>331.219</b>	<b>346.251</b>	<b>344.942</b>	<b>352.358</b>	<b>378.799</b>	<b>385.398</b>	<b>384.762</b>	<b>389.130</b>	<b>397.632</b>	<b>3.644.710</b>

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1995 a 2005.

Notas: 1) Excluindo, em 2004 e 2005, a área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá; para efeito de compatibilidade entre os anos. 2) Excluindo as pessoas que não declararam idade.

## 5 RESULTADOS

### 5.1 Análises descritivas

Esta seção utiliza dados das PNADs para apresentar uma descrição dos indivíduos que formam os grupos etários tratamento e controle utilizados, na seção seguinte, para análise de impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC. Buscou-se traçar um perfil destes idosos, tanto em relação a características sócio-econômicas, quanto na associação destas com o recebimento de transferências de não-moradores – variável de interesse final na análise.

Nos momentos nos quais se compararam valores monetários entre PNADs, os valores nominais foram convertidos em valores reais, a preços de setembro de 2005. Seguiu-se, para tal, a metodologia apresentada por Corseuil e Foguel (2002), que calcularam deflatores para conversão em valores reais dos valores monetários coletados nas PNADs de 1976 a 2001. Para os anos posteriores a 2001, utilizou-se valores da série atualizada por IPEA (2007).

Deve-se esclarecer também que, nas análises seguintes, os microdados da série histórica da PNAD foram empilhados e utilizados analogamente a dados de painel. Entretanto, como frisam Silva et al (2002), o plano amostral das PNADs não foi projetado especificamente para este fim, tratando-se mais precisamente de “um plano amostral estratificado e conglomerado” (SILVA et al 2002). Como o recebimento de transferência privada é um evento consideravelmente raro de ser observado nestas pesquisas (como pode ser visto na **TAB. 5.1**, adiante), a opção tomada neste estudo foi empilhar os dados da PNAD, a fim de proporcionar um aumento da amostra disponível e proporcionar resultados mais robustos. Desta maneira, deve-se ter consciência, ao interpretar os resultados empíricos, que o ganho proporcionado com aumento do tamanho amostral não incorpora todos os aspectos do plano amostral da pesquisa. Para mais detalhes acerca do plano amostral da PNAD e estratos de ponderação, ver Silva et al (2002).

Vale reforçar que, para captar a primeira redução na idade de elegibilidade ao BPC (de 70 para 67 anos) usou-se como grupo tratamento a faixa etária de 67-69 anos e como grupo controle a faixa etária 64-66 anos. Para a segunda redução

(de 67 para 65 anos) o grupo tratamento é a faixa etária 66-65 anos e o controle, aqueles entre 63 e 64 anos. Como grupo afetado pela mudança na lei utilizou-se a categoria “idosos pobres”. A análise descritiva se concentra na comparação entre os grupos tratamento e controle afetados.

A **TAB. 5.1** apresenta algumas medidas descritivas relacionadas ao recebimento de transferências privadas nos períodos anteriores e posteriores à redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos, ocorrida em 1998. Os dados mostram que a proporção de idosos que recebem transferência privada é baixa, sendo inferior a 3% tanto no período anterior, quanto no período posterior à reforma na lei. Contudo, é interessante notar que, após sofrerem o choque positivo de renda com a expansão do BPC, o grupo tratamento pobre apresentou uma diminuição na proporção de recebedores, conforme previsto pelo modelo de Cox. O grupo controle pobre, que não foi beneficiado pelo BPC, mostrou um aumento na proporção de recebedores de transferência.

**TABELA 5.1 - Médias e desvios-padrão de variáveis descritivas selecionadas, antes (1995-96-97) e depois (1998-1999-2001) da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos.**

	Grupo Tratamento (67 a 69 anos)		Grupo Controle (64 a 66 anos)	
	Antes	Depois	Antes	Depois
<b>proporção de recebedores de transf. privada</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,010 (0,100)	0,002 (0,048)	0,003 (0,058)	0,025 (0,157)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,019 (0,137)	0,005 (0,072)	0,009 (0,093)	0,026 (0,159)
<b>valor médio transferência recebida</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,62 (7,0)	0,13 (2,7)	0,37 (8,4)	1,90 (13,4)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	1,91 (15,2)	0,72 (11,8)	0,97 (11,8)	2,52 (17,9)
<b>valor médio transf. receb., entre recebedores</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	61,0 (37,1)	54,5 (15,5)	110,5 (106,2)	75,4 (40,4)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	99,8 (48,7)	136,4 (91,7)	112,2 (62,6)	97,2 (56,1)
<b>proporção residentes em domic. que recebe doação</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,018 (0,133)	0,015 (0,120)	0,013 (0,114)	0,041 (0,199)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,025 (0,156)	0,019 (0,136)	0,019 (0,136)	0,041 (0,198)

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1995-2001.

Notas: 1) Desvios-padrão em parênteses. 2) RFPC = renda familiar per capita. Indica o critério de renda utilizado na construção da categoria "idoso pobre".

O valor médio recebido de transferência é bem baixo, situando-se abaixo de R\$ 3, tanto no grupo tratamento quanto controle. Todavia, quando observa-se o valor médio recebido apenas pelos que recebem alguma transferência, a magnitude aumenta para valores acima de R\$ 50. O último quesito da **TAB 5.1** mostra a porcentagem de idosos que residem em um domicílio que pelo menos algum morador recebe transferência privada. Este quesito foi incluído porque, na seção de análise econométrica do impacto, é analisado também o impacto da elegibilidade ao BPC sobre as transferências recebidas pelo domicílio do idoso. Os dados da **TAB. 5.1** mostram que esta proporção caiu entre os idosos do grupo tratamento, enquanto aumentou no grupo controle.

A **TAB. 5.2** mostra uma análise semelhante para a redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos. Os resultados reproduzem, de maneira geral, os padrões observados para a **TAB. 5.1**. A tendência mais clara é que após a reforma observou-se redução na proporção de recebedores de transferências.

**TABELA 5.2 - Médias e desvios-padrão de variáveis descritivas selecionadas, antes (2002-2003) e depois (2004-2005) da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos.**

	Grupo Tratamento (65 a 66 anos)		Grupo Controle (63 a 64 anos)	
	Antes	Depois	Antes	Depois
<b>proporção recebedores de transf. privada</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,022 (0,147)	0,008 (0,089)	0,021 (0,143)	0,036 (0,187)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,030 (0,172)	0,017 (0,129)	0,035 (0,183)	0,045 (0,208)
<b>valor médio transferência recebida</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,91 (6,8)	0,49 (5,9)	1,19 (9,1)	2,17 (12,7)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	3,02 (20,6)	1,99 (17,9)	3,33 (22,2)	5,70 (33,7)
<b>valor médio transf. receb., entre recebedores</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	41,7 (20,9)	61,1 (27,9)	56,6 (30,3)	59,6 (32,3)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	99,7 (66,8)	117,2 (73,8)	95,9 (73,2)	126,3 (100,2)
<b>proporção residentes em domic. que recebe doação</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,049 (0,216)	0,025 (0,155)	0,030 (0,171)	0,064 (0,244)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,048 (0,214)	0,035 (0,183)	0,048 (0,213)	0,066 (0,248)

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 2002-2005.

Notas: 1) Desvios-padrão em parênteses. 2) RFPC = renda familiar per capita. Indica o critério de renda utilizado na construção da categoria "idoso pobre". 3) Excluindo, em 2004 e 2005, a área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP; para efeito de comparabilidade entre as PNADs.

Após analisar os padrões de recebimento de transferência entre os grupos tratamento e controle, é conveniente apresentar algumas características descritivas destes grupos. As **TAB. 5.3** e **5.4**, a seguir, abordam alguns atributos sócio-econômicos para os grupos selecionados como tratamento e controle afetados. Focou-se nos atributos que são utilizados como variáveis de controle nos modelos econométricos desenvolvidos na seção seguinte.

Percebe-se que tanto grupo tratamento quando controle pobres são formados em sua maioria por mulheres com baixo nível de instrução. Pouco mais da metade dos indivíduos é alfabetizado, sendo o valor médio de anos de estudo inferior a 3. Quanto ao arranjo familiar, o tamanho médio do domicílio é próximo de 3 e 4 membros, sendo que uma maior proporção dos indivíduos do grupo tratamento co-reside com outro idoso. Por fim, é notável a prevalência da residência na zona urbana entre os idosos tratamento e controle afetados, próxima de 90%.

**TABELA 5.3 - Médias e desvios-padrão de variáveis descritivas selecionadas, antes (1995-96-97) e depois (1998-1999-2001) da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos.**

	Tratamento (67 a 69 anos)		Controle (64 a 66 anos)	
	Antes	Depois	Antes	Depois
<b>proporção de mulheres</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,80 (0,40)	0,65 (0,48)	0,71 (0,45)	0,71 (0,45)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,65 (0,48)	0,60 (0,49)	0,64 (0,48)	0,66 (0,48)
<b>proporção de alfabetizados</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,55 (0,50)	0,49 (0,50)	0,55 (0,50)	0,56 (0,50)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,49 (0,50)	0,49 (0,50)	0,50 (0,50)	0,51 (0,50)
<b>média anos de estudo completos</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	2,23 (3,07)	1,65 (2,47)	2,13 (2,96)	2,46 (3,41)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	1,69 (2,54)	1,58 (2,38)	1,70 (2,51)	1,93 (2,85)
<b>média núm. de membros do domicílio</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	4,07 (2,20)	3,45 (2,05)	4,25 (2,31)	4,21 (2,32)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	3,92 (2,17)	3,52 (2,05)	4,18 (2,27)	4,04 (2,20)
<b>proporção que co-reside com idoso (65+)</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,39 (0,49)	0,43 (0,49)	0,24 (0,43)	0,28 (0,45)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,49 (0,50)	0,43 (0,49)	0,30 (0,46)	0,36 (0,48)
<b>proporção de residentes no meio urbano</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,90 (0,31)	0,82 (0,38)	0,88 (0,33)	0,88 (0,33)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,84 (0,37)	0,82 (0,39)	0,84 (0,36)	0,83 (0,37)

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1995-2001.

Notas: 1) Desvios-padrão em parênteses. 2) RFPC = renda familiar per capita. Indica o critério de renda utilizado na construção da categoria "idoso pobre".

**TABELA 5.4 - Médias e desvios-padrão de variáveis descritivas selecionadas, antes (2002-2003) e depois (2004-2005) da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos.**

	Tratamento (67 a 69 anos)		Controle (64 a 66 anos)	
	Antes	Depois	Antes	Depois
<b>proporção de mulher</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,70 (0,46)	0,67 (0,47)	0,69 (0,46)	0,73 (0,44)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,64 (0,48)	0,62 (0,49)	0,65 (0,48)	0,68 (0,47)
<b>proporção de alfabetizados</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,62 (0,49)	0,56 (0,50)	0,62 (0,49)	0,57 (0,50)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,57 (0,50)	0,56 (0,50)	0,57 (0,50)	0,52 (0,50)
<b>média anos de estudo completos</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	2,85 (3,58)	2,17 (2,91)	2,65 (3,42)	2,77 (3,65)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	2,26 (2,99)	2,11 (2,85)	2,14 (2,87)	2,18 (3,11)
<b>média núm. de membros do domicílio</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	3,83 (2,08)	3,39 (2,00)	3,93 (2,14)	3,63 (1,89)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	3,77 (2,01)	3,42 (1,98)	3,85 (2,06)	3,74 (2,03)
<b>proporção que co-reside com idoso (65+)</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,46 (0,50)	0,42 (0,49)	0,03 (0,17)	0,02 (0,15)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,54 (0,50)	0,38 (0,49)	0,02 (0,13)	0,02 (0,12)
<b>proporção residentes meio urbano</b>				
Pobres (RFPC $\leq$ 1/4)	0,93 (0,26)	0,87 (0,34)	0,94 (0,25)	0,95 (0,22)
Pobres (RFPC $\leq$ 1/2)	0,87 (0,34)	0,86 (0,35)	0,88 (0,32)	0,90 (0,30)

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 2002-2005.

Notas: 1) Desvios-padrão em parênteses. 2) RFPC = renda familiar per capita. Indica o critério de renda utilizado na construção da categoria "idoso pobre". 3) Excluindo, em 2004 e 2005, a área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP; para efeito de comparabilidade entre as PNADs

## 5.2 Análise de impacto

De acordo com a abordagem proposta por Cox (1987), um aumento exógeno na renda do receptor de transferência tem uma influência sobre os indivíduos que lhe transferem renda. Esta influência pode ser melhor entendida ao decompor o ato da transferência em duas etapas: 1) a decisão de transferir renda e 2) a magnitude da renda a transferir, dado que se decidiu transferir. A tabela abaixo reapresenta as conclusões de Cox, exibidas na seção 2.1, sobre as

relações esperadas entre a renda do receptor e estes dois componentes quando a motivação predominante é o altruísmo e quando é a troca.

**TABELA 5.5 – Relações esperadas entre renda do receptor da transferência ( $R_i$ ) e valores ( $T$ ) e probabilidades de transferências, nas motivações altruísta e de troca.**

Motivação predominante	Efeito de um aumento de $R_i$ sobre:	
	$P(T > 0)$	$T$ , dado que $T > 0$
Altruísmo	negativo	negativo
Troca	negativo	positivo ou negativo

Fonte: Adaptado de Cox (1987).

Como explicitado na seção 4.2, a técnica da diferença-em-diferença pode ser utilizada para captar o impacto de uma redução na idade de elegibilidade ao BPC, interpretada como um choque exógeno positivo na renda para um grupo etário, sobre as transferências privadas que este grupo recebe. Para redução da idade de elegibilidade ao BPC, sendo  $L$  a proporção de indivíduos que recebe alguma transferência privada (independente do valor recebido), a equação de tripla-diferença (DDD) é:

$$\begin{aligned}
 DDD &= DD_{Pob} - DD_{nPob} = (\Delta L_D - \Delta L_A)_{Pob} - (\Delta L_D - \Delta L_A)_{nPob} = \\
 &= [(L_{T,D} - L_{C,D}) - (L_{T,A} - L_{C,A})]_{Pob} - [(L_{T,D} - L_{C,D}) - (L_{T,A} - L_{C,A})]_{nPob}
 \end{aligned}
 \tag{Equação 5.1}$$

Onde os índices  $Pob$  e  $nPob$  indicam os grupos afetados (pobres) e não-afetados (não-pobres), os índices  $A$  e  $D$  indicam, respectivamente, antes e depois da redução na idade de elegibilidade e os índices  $T$  e  $C$  indicam tratamento e controle. Para redução da idade de elegibilidade de 70 para 67 anos utilizou-se como período anterior à reforma na lei dados das PNADs 1995, 1996 e 1997; e como período posterior, dados das PNADs de 1998, 1999 e 2001. O grupo tratamento é formado pela faixa etária 67-69 anos e o grupo controle, pela faixa etária 64-66 anos. A **TAB. 5.6** mostra os cálculos, passo-a-passo, para obtenção do efeito estimado por tripla-diferença.

**TABELA 5.6 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1995-96-97)</b>	<b>Depois da Reforma (1998-1999-2001)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0034 (0,0580)	0,0252 (0,1569)	0,0218 (0,1673)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0101 (0,1002)	0,0023 (0,0483)	-0,0078 (0,1112)
Diferença entre grupos etários, em cada período	-0,0067 (0,1158)	0,0229 (0,1641)	
Diferença-em-Diferença:		0,0296 (0,2009)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0151 (0,1221)	0,0231 (0,1502)	0,0079 (0,1935)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0161 (0,1258)	0,0247 (0,1553)	0,0086 (0,1999)
Diferença entre grupos etários, em cada período	-0,0010 (0,1754)	-0,0017 (0,2160)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0007 (0,2783)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>0,0303</b> <b>(0,3432)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Nota: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1. 2) Erros-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é ¼ de salário mínimo.

A **TAB. 5.6** mostra que, no período de 1995 a 1997, 0,34% dos idosos pobres<sup>27</sup> entre 67-69 anos recebiam alguma transferência de não-morador. No período de 1998 a 2001, quando já vigorava a redução na idade de elegibilidade ao BPC para 67 anos, este percentual aumentou para 2,52%. A terceira coluna indica que esta diferença temporal foi de 2,18 pontos percentuais. Raciocínio semelhante pode ser aplicado tanto para a diferença temporal na faixa etária 64-

<sup>27</sup> Como indicado na própria tabela, utilizou-se, neste momento, como limite de renda familiar *per capita* para a categoria “pobre” o valor de ¼ de salário mínimo.

66 anos, quanto para diferença entre grupos etários em um dado período no tempo.

O valor da dupla diferença é 0,0296 entre os idosos pobres. Isto significa que, comparando os períodos pré e pós reforma na legislação, o incremento na proporção de recebedores de transferência privada foi 2,96 pontos percentuais maior entre os idosos pobres de 67-69 anos do que entre os idosos pobres de 64-66 anos. A estimativa de tripla-diferença é obtida subtraindo, da dupla-diferença obtida no painel A, a dupla-diferença obtida no painel B. O valor de 0,0303 significa que o incremento na proporção de recebedores no grupo 67-69 anos em comparação ao grupo 64-66 anos foi 3,03 pontos percentuais maior entre os pobres do que entre os não-pobres.

À primeira vista, este valor positivo estimado pela DDD contradiz o modelo proposto por Cox, que prediz que um aumento exógeno na renda dos recebedores de transferência tem um impacto negativo sobre a probabilidade destes receberem transferência, seja a motivação predominante o altruísmo ou a troca (ver **TAB. 5.5**). Todavia, a estimativa de 0,0303 captada pela DDD não é estatisticamente diferentemente de zero<sup>28</sup>.

Como explicado na seção 3.4, o cálculo da tripla-diferença apresentado na **TAB. 5.6** pode também ser estimado através do coeficiente do termo interativo de regressão, quando o modelo é linear. Como a proporção de indivíduos que recebe transferência privada é estimada usando a variável  $L_i$  (**Equação 5.1**), uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo  $i$  recebeu transferência de não-morador e 0 caso contrário, o modelo de estimação mais apropriado é uma regressão logística<sup>29</sup> – um modelo não-linear. A equação logística de interesse é:

---

<sup>28</sup> Para o teste de significância, vale lembrar que, para uma média ou proporção amostral  $\bar{X}$ , o intervalo de confiança de 95% é  $IC_{0,95} = \bar{X} \pm 1,96\sigma_{\bar{X}}$  e o intervalo de confiança de 99% é  $IC_{0,99} = \bar{X} \pm 2,58\sigma_{\bar{X}}$ .

<sup>29</sup> Para uma variável dependente binária, o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) apresenta algumas limitações, tais como: não-normalidade das perturbações, variâncias heterocedásticas das perturbações e não satisfação de  $0 \leq E(Y_i|X) \leq 1$  (GUJARATI 2000).

$$L_i = \Phi(\beta_0 + \beta_1 TRAT_i + \beta_2 DEPOIS_i + \beta_3 POBRE_i + \beta_4 (TRAT_i \times DEPOIS_i) + \beta_5 (TRAT_i \times POBRE_i) + \beta_6 (DEPOIS_i \times POBRE_i) + \beta_7 (TRAT_i \times DEPOIS_i \times POBRE_i) + \beta_8 X_i + \varepsilon_i) \quad \text{(Equação 5.2)}$$

Onde  $\Phi(.)$  é a função de densidade logística, a variável  $TRAT_i$  indica se o indivíduo  $i$  pertence ao grupo tratamento ou controle,  $DEPOIS_i$  é uma variável binária que indica antes e depois da mudança na legislação,  $POBRE_i$  indica se o indivíduo  $i$  se classifica na categoria “idoso pobre” e  $X$  é um vetor de co-variáveis de controle.

Como dito na seção 3.4, observar apenas o coeficiente do termo interativo  $TRAT \times DEPOIS \times POBRE$  em um modelo não-linear, como o da **Equação 5.2**, não é suficiente para captar o impacto da reforma na lei. Isto decorre do fato de que a derivada cruzada de  $TRAT$ ,  $DEPOIS$  e  $POBRE$  em relação a  $L$  não é igual a  $\beta_7$ . Diante desta questão, optou-se por estimar o impacto da redução da idade de elegibilidade sobre a proporção de recebedores de doação privada através da reconstrução passo-a-passo do cálculo da DDD. Todavia, diferentemente da estimativa por proporções amostrais diretas, como aquelas exibidas na **TAB. 5.6**, nesta estimativa por DDD o impacto é avaliado sobre um perfil mediano; ou seja, no qual as co-variáveis de controle do vetor  $X$  assumem seus valores médios e as proporções são estimadas pelo modelo logístico. Isto pode ser visto também como uma padronização das proporções em relação a um dado vetor de co-variáveis  $X$ .

De forma prática, a padronização para cada uma das duas reduções na idade de elegibilidade foi feita da seguinte maneira. Primeiramente estimaram-se os parâmetros  $\beta$  para um modelo nos moldes da **Equação 5.2**. Em seguida, as proporções de recebedores de transferência usadas para o cálculo da DDD foram calculadas a partir do modelo estimado. Para os modelos estimados neste estudo, o vetor  $X$  contém as seguintes variáveis:

- mulher: assume valor 1 se o indivíduo é mulher e 0 se é homem,
- anos de estudo: indica quantidade de anos de estudos completos.
- branco/amarelo: assume valor 1 se a raça/cor do indivíduo é branco ou amarelo e 0 se é preto ou pardo,

- outro idoso (65+): assume valor 1 se existe um ou mais indivíduos com 65 anos ou mais no domicílio do *i-ésimo* idoso (desconsiderando o próprio idoso *i*).
- tamanho do domicílio: total de residentes no domicílio do idoso, de qualquer idade.
- urbano: igual a 1 se a situação do domicílio do indivíduo é urbano e 0 se é rural

A **TAB. 5.7** apresenta parâmetros estimados da **Equação 5.2** para a redução da idade de elegibilidade de 70 para 67 anos. Utilizou-se como grupo tratamento a faixa etária 67-69 anos e como grupo controle a faixa etária 64-66 anos. Esta tabela apresenta ainda estimativas-placebo para um período em que tanto grupo controle quanto grupo tratamento não possuíam acesso ao BPC (1992-93 x 1995-96). Estas estimativas servem para testar a validade da utilização da técnica da diferença-em-diferença para a situação empírica analisada neste trabalho. Espera-se que para períodos sem mudança na legislação a DDD estimada não seja estatisticamente significativa. Testou-se, também, um critério de renda mais flexível para a categoria pobre ( $\frac{1}{2}$  salário mínimo), pois, como dito anteriormente, deve-se considerar que os indivíduos podem sub-declarar a renda no momento de requisitar o BPC.

**TABELA 5.7 – Coeficientes de regressão da probabilidade de receber transferência de não-morador, para redução da idade mínima de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos, e valores médios (V.M.) das variáveis independentes na amostra: Brasil, idosos, 1992-96 e 1995-2001.**

	Antes: 1992-93, Depois: 1995-96				Antes: 1995-96-97, Depois: 1998-1999-2001			
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	RFPC ≤ 1/4 SM		RFPC ≤ 1/2 SM		RFPC ≤ 1/4 SM		RFPC ≤ 1/2 SM	
	Coef.	V. M.	Coef.	V. M.	Coef.	V. M.	Coef.	V. M.
TRAT	-0,002	0,438	0,051	0,438	0,082	0,454	0,037	0,454
DEPOIS	-0,087	0,529	-0,079	0,529	0,348***	0,520	0,330***	0,520
POBRE	-0,597**	0,100	-0,217	0,183	-1,161**	0,094	-0,307	0,153
TRAT x DEPOIS	0,160	0,232	0,076	0,232	0,046	0,241	0,123	0,241
TRAT x POBRE	-0,083	0,041	-0,252	0,080	0,392	0,064	0,523	0,090
DEPOIS x POBRE	-0,688	0,024	0,047	0,053	1,153**	0,070	0,511*	0,101
TRAT x DEPOIS x POBRE	-0,463	0,010	0,502	0,024	-2,740***	0,054	-2,276***	0,066
mulher	0,513***	0,545	0,475***	0,545	0,579***	0,549	0,556***	0,549
anos de estudo	-0,075***	2,884	-0,074***	2,884	-0,040***	3,197	-0,039***	3,197
branco/amarelo	-0,100	0,587	-0,100	0,587	-0,116*	0,577	-0,111*	0,577
outro idoso (65+)	-0,750***	0,293	-0,748***	0,293	-0,745***	0,296	-0,748***	0,296
tam. do domicílio	-0,206***	3,657	-0,211***	3,657	-0,225***	3,550	-0,228***	3,550
urbano	0,534***	0,801	0,523***	0,801	0,568***	0,812	0,556***	0,812
constante	-3,797***		-3,775***		-3,873***		-3,853***	
Estadística $\chi^2$	210,8***		195,7***		529,8***		498,6***	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,04		0,04		0,05		0,05	
[N]	32.766		32.766		55.137		55.137	

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1992-2001.

Notas: 1) Modelos estimados com base na Equação 5.2. Tratamento: grupo etário 67-69 anos, controle: grupo etário 64-66 anos. 2) Pseudo-R<sup>2</sup> de McFadden. 3) RFPC = renda familiar per capita RFPC = renda familiar per capita. Indica o critério de renda utilizado na construção da categoria "idoso pobre". 4) \*\*\* indica significativo a 1% e \*\* indica significativo a 5% e \* indica significativo a 10%.

Os modelos estimados na **TAB. 5.7** indicam que ser do sexo feminino e residir na área urbana são características associadas com aumento na chance de receber transferência de não-morador. Já possuir mais anos de estudo, ter se declarado de raça/cor branca ou amarela, co-residir com um idoso de 65 anos ou mais e residir em um domicílio com um maior número de membros são características associadas a uma redução na chance de receber transferência de não-morador. O atributo raça/cor, todavia, só mostrou-se estatisticamente significativo para o período 1995-2001.

De posse destes modelos, é possível estimar, a partir dos valores médios das variáveis do vetor  $X$ , as proporções padronizadas e, conseqüentemente, a estimativa por DDD. Na **TAB. 5.8**, a seguir, é apresentado o cálculo completo da DDD padronizada com base no Modelo 3 da **TAB. 5.7**. Este modelo se refere ao mesmo período e critério de renda familiar *per capita* utilizado para o cálculo da DDD por médias amostrais simples (**TAB. 5.6**).

**TABELA 5.8 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1995-96-97)</b>	<b>Depois da Reforma (1998-1999-2001)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0067 (0,0030)	0,0021 (0,0008)	-0,0046 (0,0031)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0042 (0,0021)	0,0186 (0,0041)	0,0144 (0,0046)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0025 (0,0037)	-0,0165 (0,0041)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0190 (0,0055)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0144 (0,0011)	0,0212 (0,0014)	0,0068 (0,0017)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0133 (0,0009)	0,0187 (0,0011)	0,0054 (0,0013)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0011 (0,0014)	0,0025 (0,0017)	
Diferença-em-Diferença:		0,0014 (0,0022)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0204</b> <b>(0,0059)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 5.7. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda para idosos pobre é renda familiar per capita inferior a ¼ de salário mínimo.

A maneira de interpretar os resultados da **TAB. 5.8** é análoga àquela utilizada anteriormente para a **TAB. 5.6**. Contudo, com o cálculo padronizado das proporções, o impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC passou a ser negativo e estaticamente significativo, enquanto na estimativa não-padronizada ele não foi estatisticamente significativo. A DDD padronizada mostra ainda que a magnitude do impacto foi bastante expressiva. Os resultados estimados mostram que a reforma na política esteve associada a uma redução de 2,04 pontos percentuais na proporção de recebedores de transferência entre os indivíduos do

grupo tratamento afetados. Observando na **TAB. 5.8** que no período posterior à reforma 0,21% os idosos pobres de 67-69 anos recebiam transferência de não-morador, a DDD estima que este valor seria 2,67% (ou seja; 2,04 pontos percentuais maior) caso não tivesse ocorrido a mudança legislação do BPC – a qual está sendo interpretada como um choque de renda positivo para este grupo etário.

De posse dos modelos estimados na **TAB. 5.7** é possível fazer estimativas de DDD padronizadas para todos os quatro modelos apresentados. Na **TAB. 5.9** têm-se as DDD calculadas com base nestes modelos<sup>30</sup>. Os dados sugerem que a DDD é apropriada para analisar o impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC, uma vez que nas estimativas-placebo o impacto foi de pequena magnitude e não significativo. Isto ocorreu utilizando qualquer dos critérios de renda.

Já para o período em que houve de fato a reforma na legislação, a estimativa de DDD indica uma redução na proporção de recebedores de transferência. Quando se utiliza o critério de renda de  $\frac{1}{2}$  salário mínimo, o impacto estimado por DDD é de uma redução de 2,75 pontos percentuais na proporção de recebedores de transferência, uma magnitude ainda maior do que para o limite de  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo (**TAB. 5.9**). Caso não tivesse ocorrido a reforma na legislação do BPC, o modelo estima que a proporção de recebedores de transferência no período 1998-1999-2001 não seria de 0,46%, mas de 3,21% (2,75 pontos percentuais maior).

Este é um resultado que condiz com os resultados esperados pelo modelo de Cox. De maneira geral, os valores encontrados estão indicando que no período em que ocorreu um choque positivo de renda para os idosos pobres de 67 a 69 anos observou-se conjuntamente uma redução na probabilidade destes indivíduos receberem transferências de outros domicílios. Esta constatação é um importante indício de que as famílias podem ter diminuído sua atuação como rede de suporte a estes idosos a partir da existência da transferência pública via BPC. Para testar

---

<sup>30</sup> Os cálculos completos passo-a-passo para a obtenção destas DDD estão no Anexo.

a validade destes achados, é interessante verificar também o que aconteceu após a segunda redução de idade de elegibilidade ao benefício.

**TABELA 5.9 – Estimativas padronizadas do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre a proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador, intervalos de confiança de 95% (IC<sub>0,95</sub>) para estas estimativas e proporção estimada de recebedores de transferência no grupo tratamento afetado, no período depois (L<sub>Trat,Af,Dep</sub>).**

	DDD	IC <sub>0,95</sub> da DDD	L <sub>Trat,Af,Dep</sub>
<b>Estimativas-placebo</b>			
<i>(Antes: 1992-93, Depois: 1995-1996)</i>			
RFPC ≤ 1/4 de SM	-0,0025	(-0,0125 ; 0,0075)	0,0022
RFPC ≤ 1/2 SM	0,0054	(-0,0068 ; 0,0176)	0,0143
<b>Estimativas para período da reforma</b>			
<i>(Antes: 1995-96-97, Depois: 1998-1999-2001)</i>			
RFPC ≤ 1/4 de SM	-0,0204	(-0,0320 ; -0,0088)	0,0021
RFPC ≤ 1/2 SM	-0,0275	(-0,0387 ; -0,0163)	0,0046

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1992-2001.

Notas: 1) DDDs estimadas com base na Equação 5.1 e nos modelos estimados na TAB. 5.7. Atribuiu-se às co-variáveis do vetor X seus valores médios na amostra. Os cálculos completos passo-a-passo para a obtenção destas DDD estão no Anexo. 2) RFPC = renda familiar per capita. Indica o critério de renda utilizado na construção da categoria "idoso pobre".

Para a análise do impacto da redução na idade de elegibilidade de 67 para 65 anos, em vigor a partir de janeiro de 2004, sobre a proporção de recebedores de transferência, inicia-se estimando modelos que servirão de base para estimar as proporções padronizadas. A **TAB. 5.10** apresenta os modelos estimados sob os dois critérios de renda (RFPC ≤ 1/2 SM e RFPC ≤ 1/4 SM), além de incluir estimativas-placebo para um período em que grupo controle e grupo tratamento não possuíam acesso ao BPC (1995-96-97 x 1998-99-2001).

**TABELA 5.10 – Coeficientes de regressão da probabilidade de receber transferência de não-morador, para redução da idade mínima de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos, e valores médios (V.M.) das variáveis independentes na amostra: Brasil, idosos, 1995-2001 e 2002-2005.**

	Antes: 1995-96-97, Depois: 1998-1999-2001				Antes: 2002-2003, Depois: 2004-2005			
	RFPC ≤ 1/4 SM		RFPC ≤ 1/2 SM		RFPC ≤ 1/4 SM		RFPC ≤ 1/2 SM	
	Coef.	V. M.	Coef.	V. M.	Coef.	V. M.	Coef.	V. M.
TRAT	0,125	0,489	0,148	0,489	0,017	0,479	-0,005	0,479
DEPOIS	0,223**	0,517	0,247**	0,517	-0,045	0,516	-0,065	0,516
POBRE	-1,526**	0,054	-0,080	0,115	-0,071	0,101	0,520***	0,168
TRAT x DEPOIS	0,084	0,248	0,017	0,248	0,048	0,252	0,083	0,252
TRAT x POBRE	0,406	0,027	-0,192	0,058	0,201	0,068	0,314	0,099
DEPOIS x POBRE	1,892**	0,030	0,337	0,065	0,277	0,071	0,168	0,102
TRAT x								
DEPOIS x POBRE	-1,273	0,014	0,193	0,032	-1,430**	0,054	-1,177***	0,067
mulher	0,530***	0,545	0,516***	0,545	0,416***	0,544	0,386***	0,544
anos de estudo	-0,049***	3,332	-0,047***	3,332	-0,066***	3,838	-0,056***	3,838
branco/amarelo	-0,247***	0,571	-0,240***	0,571	-0,261***	0,536	-0,239***	0,536
outro idoso (65+)	-0,895***	0,167	-0,916***	0,167	-0,788***	0,159	-0,894***	0,159
tam. do domicílio	-0,182***	3,640	-0,187***	3,640	-0,242***	3,432	-0,254***	3,432
urbano	0,719***	0,811	0,703***	0,811	0,827***	0,840	0,761***	0,840
constante	-4,026***		-4,031***		-3,578***		-3,603***	
Estatística $\chi^2$	306,5***		293,4***		282,8***		302,1***	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,04		0,04		0,04		0,05	
[N]	40.595		40.595		32.414		32.414	

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1995-2005.

Notas: 1) Modelos estimados com base na Equação 5.2. Tratamento: grupo etário 65-66 anos, controle: grupo etário 63-64 anos. 2) Excluindo, em 2004 e 2005, a área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá; para efeito de comparabilidade entre as PNADs. 3) Pseudo-R<sup>2</sup> de McFadden. 4) RFPC = renda familiar per capita. 5) \*\*\* indica significativo a 1%, \*\* indica significativo a 5% e \* indica significativo a 10%.

Nos modelos da **TAB. 5.10**, *L* apresenta relações com as co-variáveis do vetor *X* semelhantes às aquelas encontradas para a redução da idade de 70 para 67 anos. Ser do sexo feminino e residir na zona urbana foram características associadas a um aumento na chance de receber transferências privadas. Por outro lado, possuir mais anos de estudo, ter se declarado branco ou amarelo, co-residir com um idoso de 65 anos ou mais e residir com mais membros no domicílio são características associadas a uma redução na chance de receber transferência.

Na **TAB. 5.11** têm-se os resultados das estimativas de DDD correspondentes aos quatro modelos estimados na **TAB. 5.10**. De maneira semelhante à redução da idade de elegibilidade de 70 para 67 anos, as estimativas-placebo (para um período sem mudança na legislação do BPC afetando tratamento e controle) também não se mostraram estatisticamente diferentes de zero, ao passo que as estimativas para o período de efetiva reforma na lei foram significativas. Isto reforça o uso da diferença-em-diferença como uma

técnica apropriada para analisar os impactos da reforma na lei do BPC sobre a proporção de recebedores de transferência.

Ainda em relação à estimativa-placebo da **TAB. 5.11**, é interessante perceber que ela serve também de teste para a aplicabilidade da DDD para a redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos, dado que esta estimativa-placebo cobre o período em que ocorreu esta alteração na lei. Vale lembrar que os resultados da **TAB. 5.9** indicaram ter havido uma redução estatisticamente significativa na proporção de recebedores de transferência na faixa etária 67-69 anos neste período. Porém, ao estimar algum impacto sobre o grupo etário 66-65 anos neste mesmo período, a técnica da DDD não aponta impacto estatisticamente significativo, como seria esperado (**TAB. 5.11**).

**TABELA 5.11 - Estimativas padronizadas do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos sobre a proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador, intervalos de confiança de 95% ( $IC_{0,95}$ ) para estas estimativas e proporção estimada de recebedores de transferência no grupo tratamento afetado, no período depois ( $L_{Trat,Af,Dep}$ ).**

	DDD	$IC_{0,95}$ da DDD	$L_{Trat,Af,Dep}$
<b>Estimativas-placebo</b> (Antes: 1995-96-97, Depois: 1998-1999-2001)			
RFPC $\leq$ 1/4 de SM	-0,0159	(-0,0320 ; 0,0002)	0,0129
RFPC $\leq$ 1/2 SM	0,0035	(-0,0116 ; 0,0186)	0,0257
<b>Estimativas para período da reforma</b> (Antes: 2002-2003, Depois: 2004-2005)			
RFPC $\leq$ 1/4 de SM	-0,0193	(-0,0389 ; 0,0003)	0,0066
RFPC $\leq$ 1/2 SM	-0,0267	(-0,0451 ; -0,0083)	0,0138

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1995-2005.

Notas: 1) DDDs estimadas com base na Equação 5.1 e nos modelos estimados na TAB. 5.10. Atribuiu-se às co-variáveis do vetor  $X$  seus valores médios na amostra. Os cálculos completos passo-a-passo para a obtenção destas DDD estão no Anexo. 2) Excluindo, em 2004 e 2005, a área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP; para efeito de comparabilidade entre as PNADs. 3) RFPC = renda familiar per capita. Indica o critério de renda utilizado na construção da categoria "idoso pobre".

Ao analisar, na **TAB. 5.11**, o impacto estimado sobre o grupo tratamento afetado, percebe-se que este foi negativo, contudo estatisticamente significativo apenas quando se utiliza o critério de renda de  $\frac{1}{2}$  salário mínimo. A ordem de magnitude do impacto é próxima àquela estimada para primeira redução da idade de elegibilidade. Associado à queda da idade de elegibilidade de 67 para 65 anos,

o modelo estimou uma redução de 2,67 pontos percentuais na proporção de recebedores de transferência. Desta maneira, caso não tivesse ocorrido esta reforma na lei, a proporção estimada de idosos entre 65-66 recebendo transferência seria de 4,05%, ante um valor previsto de 1,38% para o cenário pós mudança na lei.

Em síntese, nota-se que nos dois períodos em que houve um choque exógeno de renda para determinados grupos de idosos, esses choques foram acompanhados de reduções expressivas na proporção de recebedores de transferência privada nestes grupos. Este é um comportamento predito pelo modelo de Cox e que indica a existência de realocação privada, por parte das famílias, das transferências públicas.

Vale notar ainda que, para ambas as reduções na idade de elegibilidade, a utilização do limite de renda mais flexível ( $\frac{1}{2}$  salário mínimo) retornou um impacto de maior magnitude e mais significativo do que ao utilizar o critério de  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo. Isto pode estar advindo do fato dos indivíduos realmente declararem na PNAD uma renda sobreestimada em comparação à renda que eventualmente declaram no momento de requisitarem o BPC.

Além de observar o impacto da elegibilidade ao BPC sobre as chances do próprio idoso receber uma transferência, também é interessante investigar como esta elegibilidade afeta as transferências privadas direcionadas ao conjunto de membros do domicílio do idoso. Até este momento foi testado apenas se o choque de renda aumentou ou diminuiu as chances do idoso receber uma transferência privada. Todavia, quando os agentes observam que o idoso aumentou sua renda, eles podem decidir ajustar as transferências que direcionam para qualquer integrante do domicílio do idoso. Para que isso ocorra basta que os agentes considerem que o orçamento domiciliar seja, em algum grau, compartilhado entre os co-residentes<sup>31</sup>. Esta é uma hipótese bastante plausível para o comportamento das famílias.

---

<sup>31</sup> Para uma discussão acerca do compartilhamento do orçamento doméstico e poder de barganha dos indivíduos na alocação intra-domiciliar de recursos, ver, por exemplo, Becker (1981) e as

A **TAB. 5.12** apresenta os impactos estimados das duas reduções de idade de elegibilidade ao BPC sobre a proporção de idosos que residem em domicílio no qual pelo menos um membro recebe transferência de não-morador. Os resultados mostram um impacto negativo e estatisticamente significativo. Considerando o limite de renda de  $\frac{1}{2}$  salário mínimo, por exemplo, o impacto estimado é de uma redução de 3,07 pontos percentuais para a primeira redução da idade de elegibilidade e de 2,45 pontos percentuais para a segunda.

**TABELA 5.12 - Estimativas padronizadas do impacto das reduções da idade de elegibilidade ao BPC sobre a proporção de idosos que residem em domicílio que recebe transferência de não-morador, intervalos de confiança de 95% (IC<sub>0,95</sub>) para estas estimativas e proporção estimada de recebedores de transferência no grupo tratamento afetado, no período depois (L<sub>Trat,Af,Dep</sub>).**

	DDD	IC <sub>0,95</sub> da DDD	L <sub>Trat,Af,Dep</sub>
<b>Redução da idade mínima de 70 para 67 anos</b> (Antes: 1995-96-97, Depois: 1998-1999-2001)			
RFPC $\leq$ 1/4 de SM	-0,0280	(-0,0460 ; -0,0100)	0,0132
RFPC $\leq$ 1/2 SM	-0,0307	(-0,0460 ; -0,0154)	0,0173
<b>Redução da idade mínima de 67 para 65 anos</b> (Antes: 2002-2003, Depois: 2004-2005)			
RFPC $\leq$ 1/4 de SM	-0,0364	(-0,0648 ; -0,0080)	0,0246
RFPC $\leq$ 1/2 SM	-0,0245	(-0,0478 ; -0,0012)	0,0337

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1995-2005.

Notas: 1) DDDs estimadas com base na Equação 5.1 e nos modelos estimados na TAB. A13. Atribuiu-se às co-variáveis do vetor X seus valores médios na amostra. Os respectivos modelos logísticos estimados e os cálculos completos passo-a-passo para a obtenção destas DDD estão no Anexo. 2) Excluindo, em 2004 e 2005, a área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá; para efeito de comparabilidade entre as PNADs. 3) RFPC = renda familiar per capita. Indica o critério de renda utilizado na construção da categoria "idoso pobre".

As análises efetuadas em relação a decisão de realizar transferências, tanto direcionadas ao idosos quanto aos membros do seu domicílio, mostraram indícios da ocorrência de realocação privada dos recursos transferidos pelas famílias. Como dito, este é um aspecto previsto pelo modelo de Cox, o que sugere que este pode ser um arcabouço interpretativo capaz de contribuir no entendimento do comportamento das transferências privadas na sociedade brasileira.

críticas de Thomas e Rubalcava (2000), assim como as aplicações empíricas de Phipps e Burton (1998), Lundberg, Pollak e Wales (1997) e Bobonis (2005).

Deve-se deixar claro, entretanto, que não se está argumentando que o fato do comportamento das transferências seguirem as previsões do modelo de Cox é condição suficiente para confirmar a validade deste modelo. A importância dos resultados empíricos observados é, a rigor, no sentido de não excluir o modelo de Cox como arcabouço interpretativo para a sociedade brasileira, visto que um dos resultados possíveis estimados pela técnica da diferença-em-diferença poderia ser uma associação positiva entre expansão do BPC a um aumento na probabilidade de receber transferências. Um resultado deste tipo seria um forte indício contrário à aplicabilidade do modelo de Cox para o Brasil. Todavia, dado a complexidade de se estabelecer relações causais no campo das Ciências Sociais, um resultado empírico indicando a não-refutação do modelo de Cox configura-se como um achado interessante.

Como dito no início desta seção, o modelo de Cox faz previsões também acerca da magnitude das transferências recebidas. Este é outro aspecto importante, pois pode eventualmente apontar a troca como motivação predominante em uma sociedade (ver **TAB. 5.5**). Para captar o impacto das reduções da idade de elegibilidade ao BPC sobre a magnitude das transferências recebidas estimaram-se modelos Tobit de acordo com o conjunto de equações:

$$T_i^* = \beta_0 + \beta_1 TRAT_i + \beta_2 DEPOIS_i + \beta_3 POBRE_i + \beta_4 (TRAT_i \times DEPOIS_i) + \beta_5 (TRAT_i \times POBRE_i) + \beta_6 (DEPOIS_i \times POBRE_i) + \beta_7 (TRAT_i \times DEPOIS_i \times POBRE_i) + \beta_8 X_i + \varepsilon_i \quad (\text{Equação 5.3})$$

$$T_i = T_i^* \quad \text{se} \quad T_i^* > 0 \quad (\text{Equação 5.4})$$

$$T_i = 0 \quad \text{se} \quad T_i^* \leq 0 \quad (\text{Equação 5.5})$$

Onde  $T_i^*$  é a variável dependente latente,  $T_i$  é a variável dependente observada; ou seja, o valor real<sup>32</sup> de transferência recebida de não-morador no mês de referência da PNAD, e as demais variáveis ( $TRAT_i$ ,  $DEPOIS_i$ ,  $POBRE_i$ ,  $X_i$  e  $\varepsilon_i$ ) têm o mesmo significado utilizado na **Equação 5.2**.

---

<sup>32</sup> Deflacionado para setembro de 2005, conforme explicado na seção 5.1.

Seguindo a nomenclatura do estudo do modelo Tobit feito por Sigelman e Zeng (1999), no presente modelo a análise da variável latente  $T_i^*$  diz respeito à propensão a receber transferência. Diferentemente da variável  $T_i$ , que só pode assumir valores positivos, os valores estimados para variável latente  $T_i^*$  podem assumir tanto valores positivos quanto valores negativos. Um valor negativo deve ser interpretado como uma “propensão a não receber transferências”. Em outras palavras, um  $T^*$  estimado em -\$100 indica que o idoso está tão pouco propenso a receber uma doação que, em média, estaria ele próprio propenso a realizar uma transferência de \$100.

Como explicado na seção 3.4, o efeito marginal das variáveis dependentes sobre  $T_i^*$  pode ser captados pela observação direta dos coeficientes  $\beta$  associados a estas variáveis de maneira análoga ao efeito marginal nos modelos lineares (como MQO). Assim, o coeficiente do termo interativo  $TRAT \times DEPOIS \times POBRE$ , da **Equação 5.3**, pode ser interpretado diretamente como uma medida do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC sobre a variável latente  $T^*$ . Têm-se, então, para a redução da idade mínima de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos o modelo estimado na **TAB. 5.13** e para redução de 67 para 65 anos, os modelos estimados na **TAB. 5.14**<sup>33</sup>.

---

<sup>33</sup> Para a primeira redução na idade de elegibilidade ao BPC optou-se por não incluir uma estimativa-placebo para períodos anteriores à mudança na legislação, tendo em vista que entre os anos de 1986 e 1994 o Brasil experimentou quatro mudanças na unidade monetária corrente, além de ser um período de distorção de preços relativos, devido à alta inflacionária nesta época (ver CORSEUIL e FOGUEL 2002).

**TABELA 5.13 – Coeficientes e p-valores de regressão Tobit do valor real de doação recebida de não-morador, para redução da idade de elegibilidade ao benefício e 70 para 67 anos: Brasil, idosos, 1995-2001.**

	Antes: 1995-96-97, Depois: 1998-1999-2001			
	RFPC ≤ 1/4 SM		RFPC ≤ 1/2 SM	
	Coeficiente	P-valor	Coeficiente	P-valor
TRAT	28,6	0,497	13,3	0,762
DEPOIS	138,1***	0,000	133,1***	0,001
POBRE	-469,7**	0,014	-170,3	0,100
TRAT x DEPOIS	28,4	0,612	52,7	0,364
TRAT x POBRE	148,0	0,571	198,0	0,160
DEPOIS x POBRE	424,2	0,050	195,1	0,119
TRAT x DEPOIS x POBRE	-1.032,3***	0,001	-853,7***	0,000
mulher	224,8***	0,000	217,5***	0,000
anos de estudo	-10,0***	0,009	-10,0**	0,010
branco/amarelo	-39,7	0,165	-39,1	0,172
outro idoso (65+)	-289,5***	0,000	-287,6***	0,000
tam. do domicílio	-85,1***	0,000	-85,2***	0,000
urbano	245,6***	0,000	242,0***	0,000
constante	-2.195,7***	0,000	-2.192,4***	0,000
Estatística $\chi^2$	477,4***		445,1***	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,02		0,02	
[N]	55.137		55.137	

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1995-2001.

Notas: 1) Modelos estimado com base na Equação 5.3. Tratamento: grupo etário 67-69 anos, controle: grupo etário 64-66 anos. 2) Pseudo-R<sup>2</sup> de McFadden. 3) \*\*\* indica significativo a 1%, \*\* indica significativo a 5% e \* indica significativo a 10%.

**TABELA 5.14 – Coeficientes e p-valores de regressão Tobit do valor real de doação recebida de não-morador, para redução da idade de elegibilidade ao benefício e 67 para 65 anos: Brasil, idosos, 1995-2001 e 2002-2005.**

	Antes: 1995-96-97, Depois: 1998-1999-2001				Antes: 2002-2003, Depois: 2004-2005			
	RFPC ≤ 1/4 SM		RFPC ≤ 1/2 SM		RFPC ≤ 1/4 SM		RFPC ≤ 1/2 SM	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
TRAT	43,3	0,350	53,0	0,269	20,6	0,626	15,2	0,737
DEPOIS	74,6*	0,074	82,7*	0,057	-12,8	0,743	-24,6	0,558
POBRE	-591,1**	0,019	-63,8	0,545	-71,2	0,518	140,4**	0,047
TRAT x DEPOIS	48,0	0,424	27,1	0,664	8,9	0,879	24,0	0,704
TRAT x POBRE	170,7	0,601	-91,0	0,562	33,1	0,843	73,7	0,478
DEPOIS x POBRE	712,1***	0,008	141,1	0,277	97,7	0,507	86,2	0,372
TRAT x DEPOIS x POBRE	-548,0	0,140	28,7	0,882	-418,7*	0,051	-394,5***	0,005
mulher	192,1***	0,000	188,6***	0,000	153,9***	0,000	147,8***	0,000
anos de estudo	-12,1***	0,004	-11,7***	0,006	-17,0***	0,000	-13,9***	0,000
branco/amarelo	-94,1***	0,002	-93,1***	0,002	-75,6***	0,009	-68,5**	0,019
outro idoso (65+)	-310,5***	0,000	-312,1***	0,000	-254,4***	0,000	-278,9***	0,000
tam. do domicílio	-63,7***	0,000	-64,7***	0,000	-71,2***	0,000	-73,7***	0,000
urbano	288,3***	0,000	283,8***	0,000	288,0***	0,000	269,1***	0,000
constante	-2.134,8***	0,000	-2.140,5***	0,000	-1.752,2***	0,000	-1.772,9***	0,000
Estatística $\chi^2$	258,1***		243,2***		235,8 ***		240,7***	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,01		0,01		0,01		0,02	
[N]	40.595		40.595		32.414		32.414	

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1995-2005.

Notas: 1) Modelos estimado com base na Equação 5.3. Tratamento: grupo etário 67-69 anos, controle: grupo etário 64-66 anos. 2) Excluindo, em 2004 e 2005, a área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP. 3) Pseudo-R<sup>2</sup> de McFadden. 4) \*\*\* indica significativo a 1%, \*\* indica significativo a 5% e \* indica significativo a 10%.

As estimativas das **TAB. 5.13** e **5.14** mostram que os coeficientes das co-variáveis do vetor  $X$  apresentaram uma associação com o valor de transferências recebido ( $T$ ) semelhante à associação observada para a probabilidade de receber transferências ( $L$ ). De maneira geral, ser do sexo feminino e residir na zona urbana são atributos que, nos períodos analisados, estiveram associados a elevação na magnitude das transferências recebidas. As variáveis anos de estudo, raça/cor branca ou amarela, co-residência com idoso com 65 anos ou mais e tamanho domicílio, por outro lado, estiveram, em média, associadas a redução na magnitude de transferências recebidas.

Apesar dos impactos estabelecidos pelas co-variáveis citadas acima serem importantes para o entendimento da dinâmica das transferências privadas no Brasil, o aspecto principal neste estudo é a interação entre as variáveis  $TRAT$ ,  $DEPOIS$  e  $POBRE$  e a variável dependente  $T$ . Os resultados para a redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos (**TAB. 5.13**) indicam uma redução estatisticamente significativa na magnitude das transferências recebidas. Os coeficientes muito negativos do termo  $TRAT \times DEPOIS \times POBRE$ , em ambos os critérios de renda, indicam que foi expressivo o impacto sobre a propensão a receber transferências, sugerindo inclusive que os idosos novos beneficiários podem ter passado de recebedores de transferência a doadores.

A **TAB. 5.14** apresenta estimativas para a redução da idade de elegibilidade de 67 para 65 anos, em vigor a partir de 2004. Os resultados indicam primeiramente que para a estimativa-placebo não se observou impacto estatisticamente significativo sobre a magnitude das transferências recebidas. Isto é outro indício a favor da aplicabilidade da técnica de diferença-em-diferença para esta situação empírica. Observando-se as estimativas para o período de efetiva alteração na legislação (2002-2003 x 2004-2005), percebe-se então que o impacto foi negativo e estatisticamente significativo. Todavia isto só foi percebido quando se utilizou o critério mais flexível de renda familiar per capita.

De maneira geral, as estimativas para ambas as reduções na idade de elegibilidade ao BPC apontam que estas estiveram fortemente associadas a reduções na magnitude das transferências recebidas. Estes indícios são consistentes o modelo de Cox, tanto em sua motivação altruísta quanto na troca,

e sugerem um importante potencial de efeito *crowding-out* nas políticas públicas nacionais. Apesar de não permitir distinguir entre altruísmo e troca como motivação predominante na sociedade brasileira, os indícios de efeito *crowding-out* encontrados são importantes, especialmente quando se leva em conta que na a expansão do BPC destinou-se exatamente à população de baixa renda. Quando se percebe que ocorreu uma redução das transferências privadas direcionadas às famílias de mais baixa renda, caso estas estivessem sendo realizadas por famílias de renda mais alta, o efeito *crowding-out* contribui para direcionar parte das transferências públicas para estas famílias de mais alta renda em detrimento do valor recebido pelas famílias de renda mais baixa. Este pode ser um efeito não esperado pelo planejador da política pública.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho abordou a dinâmica dos fluxos de transferências interdomiliares na sociedade brasileira. Mais especificamente, o foco do estudo se deu na observação de como as famílias doadoras ajustam as transferências que realizam diante de um aumento exógeno na renda dos recebedores. O arcabouço teórico utilizado para analisar esta situação baseou-se principalmente na proposta de Cox (1987) acerca das motivações que regem as transferências privadas. Em última instância, investigou-se se a reação das famílias a um choque exógeno de renda exógeno promovido por uma política pública pode ser capaz de realocar, de maneira significativa, as transferências privadas anteriormente realizadas.

A análise se aproveitou de dois fatos empíricos particulares – as duas reduções da idade de elegibilidade ao Benefício de Prestação Continuada (BPC). Criado inicialmente como um benefício acessível a idosos de 70 ou mais anos de idade, que comprovassem determinados condicionantes sócio-econômicos, a idade de elegibilidade ao benefício foi reduzida por lei para 67 anos, vigorando a partir de 1 de janeiro de 1998. Com o Estatuto do Idoso, aprovado em 2003, a partir de 1 de janeiro de 2004 a nova idade de elegibilidade passou para 65 anos.

Os dados administrativos do Ministério da Previdência Social indicam que estas reduções na idade de elegibilidade foram seguidas por expressivos aumentos no número de concessões do benefício, demonstrando clara descontinuidade na série histórica<sup>34</sup>. Correspondendo a choques exógenos de renda, de abrangência nacional, ocorridos a partir de uma data determinada, estas mudanças nas regras de elegibilidade ao BPC configuram-se como situações empíricas privilegiadas para se tentar inferir causalidade através da técnica de diferença-em-diferença, conforme explicitado nas seções anteriores.

Utilizando-se dados das PNADs, observou-se que as duas reduções na idade de elegibilidade estiveram associadas a reduções tanto na probabilidade de receber transferências, quanto na magnitude das transferências recebidas pelos

---

<sup>34</sup> Ver **GRÁF. 4.1**, seção 4.1.

idosos. Primeiramente, os resultados mostraram que ao aplicar a técnica da diferença-em-diferença através de médias amostrais simples estima-se um impacto estatisticamente não diferente de zero sobre a probabilidade de receber transferência. Todavia, ao utilizar um modelo logístico para controlar pelo efeito de um conjunto de variáveis sócio-econômicas (sexo, cor/raça, educação, arranjo familiar e situação de residência), os novos valores estimados mostram-se estatisticamente significativos e indicam impactos que chegam a redução de 2,75 pontos percentuais na proporção de recebedores entre os idosos pobres da faixa etária 67-69 após a redução da idade de elegibilidade ao benefício de 70 para 67 anos. Observa-se que este é um impacto bastante significativo quando comparado em termos relativos. O modelo estima que caso não tivesse ocorrido a reforma na legislação do BPC, esta redução de 2,75 pontos percentuais significa que a proporção de recebedores de transferência no período posterior à reforma não seria de 0,46%, mas de 3,21%.

Utilizando-se estratégia semelhante para a redução da idade de elegibilidade de 67 para 65 anos, obteve-se resultado parecido. Os resultados estimados indicam uma queda de até 2,67 pontos percentuais na proporção de idosos que recebem transferência no período posterior à reforma na lei. Desta maneira, caso não tivesse ocorrido esta mudança no critério de elegibilidade, no período pós mudança na lei a proporção estimada de idosos entre 65-66 recebendo transferência seria de 4,05%, ante um valor estimado de 1,38% com a mudança na lei.

Além de sugerir redução na chance dos grupos dos novos elegíveis receberem transferências, encontraram-se também indícios de que a transferência pública diminuiu a chance do conjunto de membros do domicílio do idoso receberem transferências. Para este quesito, o impacto estimado é de uma redução de 3,07 pontos percentuais após a primeira redução da idade de elegibilidade e de 2,45 pontos percentuais após a segunda.

De maneira geral, os resultados sobre a probabilidade do idoso e seu domicílio receberem transferência condizem com o comportamento esperado pela proposta de Cox, sugerindo a existência de realocação privada, por parte das famílias, das transferências públicas. Em outros termos, os resultados sugerem

que após a concessão ao direito de receber o BPC, as famílias diminuíram as transferências que realizavam aos idosos pobres das faixas que se tornaram elegíveis; ou seja, parte do suporte que antes era dado pelas famílias, passou a ser financiado pela transferência pública, possibilitando assim que fosse realocado privadamente pelas famílias doadoras.

Além de estimativas sobre a decisão de transferir recursos, foram feitas também estimativas para o impacto do BPC sobre o valor recebido via transferências privadas. Estimando-se um modelo Tobit para investigar este impacto, percebeu-se uma redução expressiva na propensão a receber transferências, sugerindo, inclusive, que os idosos novos beneficiários podem ter passado de recebedores de transferência para doadores.

Apesar dos resultados empíricos relevantes encontrados, algumas dificuldades metodológicas também foram enfrentadas ao longo do estudo. A utilização da classe “idosos pobres” (grupo afetado), por exemplo, foi uma tentativa de se aproximar o máximo possível, nos dados da PNAD, do que seria o segmento da população realmente elegível ao BPC. Claramente esta aproximação sofreu algumas limitações de ordem prática, impostas pelos dados disponíveis na base de dados utilizada, e também de ordem teórica. Entre os problemas de ordem prática pode-se destacar que nas PNADs analisadas não se tem informações disponíveis sobre recebimento de BPC<sup>35</sup>, o que facilitaria detectar mais diretamente os impactos deste benefício. Isto ocorre porque, como citado na seção 4.2, o valor deste benefício aparece em um quesito somado com juros de aplicações financeiras e qualquer outra renda de não-trabalho que não tenha se encaixado nos quesitos existentes.

Outra restrição, apontada na seção 4.3.1, está ligada à forma de declaração de parentesco nas PNADs; uma vez que a variável “condição na unidade familiar” classifica pais, mães e irmãos como “outros parentes”. Isto

---

<sup>35</sup> Na PNAD 2004 existe um suplemento sobre transferências de renda de programas sociais, no qual é perguntado se no domicílio há algum integrante que recebe BPC. Sendo exclusiva para o ano de 2004, a informação não permite análises do tipo diferença-em-diferença, que requerem dados para mais de um momento no tempo. Além disto, a forma como esta informação é coletada (como informação do domicílio, e não de pessoa) não permite identificar se trata-se de benefício para idoso ou pessoa portadora de deficiência, quantos benefícios são recebidos, o valor recebido desta fonte, ou mesmo quem são os membros do domicílio que recebem BPC.

impossibilita que se defina com maior precisão nos dados da PNAD a família-BPC tal qual ela é definida na legislação. Entretanto, como foi argumentado, por se tratar de público idoso, pode-se considerar, por exemplo, que o número de idosos co-residindo com seu pai ou mãe não seja significativo no número total de idosos a ponto de alterar os resultados encontrados. Problema semelhante ocorre para os irmãos e filhos inválidos, dado que não existem informações de invalidez nas PNADs, salvo em alguns suplementos anuais<sup>36</sup>.

Na seção 4.3.2 identificou-se ainda o problema da declaração equivocada do BPC como aposentadoria de previdência oficial, como comentado nos estudos de Saywer e Carvalho (2006b). Tratando-se o público alvo do BPC especialmente de população de baixa renda, geralmente com baixa escolaridade e acesso restrito à informação, além da pouca publicidade que é dedicada pelo governo ao programa, muitos de seus beneficiários ainda não tem grande conhecimento do que vem a ser exatamente o benefício, como discutem Medeiros et al 2006. Estas podem ser razões para a percepção equivocada do benefício com previdência oficial, principalmente ao se considerar o fato do BPC ter, por lei, o valor típico de um salário mínimo, similar ao piso da aposentadoria oficial.

Além destas questões de ordem prática, a tentativa de estimação da população elegível encontrou algumas limitações teóricas. Em primeiro lugar, para detectar fielmente os idosos afetados (pobres) pela a redução na idade de elegibilidade ao BPC é necessário conhecer a renda que o indivíduo teria caso o programa não existisse. Isto é importante porque os indivíduos podem ajustar sua renda quando não tem acesso ao benefício. Apesar de reconhecer a necessidade de se construir estimativas para esta renda, este aspecto não foi coberto pela proposta deste trabalho, sendo apontado como sugestão para desdobramentos futuros deste estudo.

Entretanto, mesmo diante das limitações apontadas, este trabalho apresenta-se como uma contribuição significativa acerca da reação das famílias a

---

<sup>36</sup> Entre as PNADs utilizadas, apenas as PNADs de 1998 e 2003 possuem um suplemento sobre Saúde que poderia ser utilizado para se estimar invalidez. De qualquer forma, seria complexo dimensionar com que precisão uma estimativa de invalidez via quesitos da PNAD se aproxima da invalidez atestada por pelas perícias médicas, tal qual é requisitado pela legislação do BPC.

um programa público de transferência de renda, principalmente visto que este importante aspecto de planejamento de política ainda foi pouco explorado no contexto nacional. A investigação realizada conseguiu indícios importantes de que a expansão de cobertura do BPC junto aos idosos foi acompanhada de reduções tanto na chance destes idosos receberem suporte financeiro por parte das famílias quanto na magnitude das transferências que recebem de outros domicílios. Estes fatos sugerem a existência de efeito *crowding-out* na sociedade brasileira e alerta para que sua possibilidade de ocorrência seja levada em consideração no desenho de futuras políticas públicas nacionais.

Vale lembrar ainda as observações feitas acerca do trabalho de Saad (2004), descrito anteriormente. Utilizando pesquisas de campo projetadas especialmente para captar as trocas de apoio entre idosos e suas famílias, Saad detecta que 24% dos idosos em São Paulo, em 1994, e 43% dos idosos em Fortaleza, em 1999, recebem alguma transferência privada material. Considerando as magnitudes da ordem de 2% e 3% de recebedores captadas através das PNAD, caso seja verdadeiro que as transferências na sociedade brasileira não estão sendo totalmente captadas pelos questionários da PNAD, existe considerável possibilidade de que o efeito *crowding-out* associado às expansões do BPC tenham sido bem maiores do que os estimados. Isto reforça ainda mais a importância dos resultados encontrados neste trabalho e sinaliza que estudos futuros utilizando outras bases de dados, como as Pesquisas de Orçamento Familiar (POF), por exemplo, teriam ainda muito a contribuir com o entendimento da dinâmica das transferências interdomiciliares no país.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AI, C. e NORTON, E. Interaction terms in logit and probit models. **Economics Letters**, vol 80, n. 1, jul. de 2003, pág. 123-129.

ALBARRAN, P. e ATTANASIO, O. **Do public transfers crowd out private transfers?** Evidence from a randomized experiment in Mexico. WIDER Discussion Papers, n. 2002/06. 2002.

ALTONJI, J., HAYASHI, F., e KOTLIKOFF, L. Parental altruism and inter vivos transfers: theory and evidence. **Journal of Political Economy**, vol. 105, n. 6, dez. de 1997, pág. 1121-1146.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS SERVIDORES DA PREVIDÊNCIA SOCIAL – ANASPS. A Anasps homenageia os servidores do INSS que fizeram da greve o último instrumento na defesa de nossos justos interesses. **Anasps On Line**. Ano IV, ed. 145, Brasília, 5 de setembro de 2001.

BARRO, R. Are Government Bonds Net Wealth? **Journal of Political Economy**. University of Chicago Press, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, nov./dez. 1974.

BECKER, G. A theory of social interactions. **Journal of Political Economy**. University of Chicago Press, v. 82, n. 6, p. 1063-1094, nov./dez. 1974.

BECKER, G. **A treatise on the family**. Londres: Harvard University Press, 1981.

BERNHEIM, B., SHLEIFER, A. e SUMMERS, L. The Strategic Bequest Motive. **Journal of Political Economy**, vol. 93, n. 6, p. 1045-76. 1985.

BOBONIS, G. **Income transfers, marital dissolution and intra-household resource allocation**: evidence from rural Mexico. In: 2005 PAA Annual Meeting. Filadélfia, EUA, mar. de 2005. Disponível em <<http://paa2005.princeton.edu>>. Acesso em fev. de 2007.

BRASIL. Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991. Dispõe sobre os Planos de Benefícios da Previdência Social e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Poder Executivo, Brasília, DF, 25 de julho de 1991. Coluna 2, p. 14809.

BRASIL. Lei nº 8.742, de 7 de dezembro de 1993. Dispõe sobre a organização da Assistência Social e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Poder Executivo, Brasília, DF, 8 de dezembro de 1993. Coluna 1, p. 18.769.

BRASIL. Decreto nº 1.744, de 8 de dezembro de 1995. Regulamenta o benefício de prestação continuada devido à pessoa portadora de deficiência e ao idoso, de que trata a Lei nº 8.742, de 7 de dezembro de 1993, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Poder Executivo, Brasília, DF, 11 de dez. de 1995. Coluna 2, p. 20.309.

BRASIL. Medida Provisória nº 1.473-34, de 8 de agosto de 1997. Dá nova redação a dispositivos da Lei nº 8.742, de 7 de dezembro de 1993, que dispõe sobre a organização da Assistência Social, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Poder Executivo, Brasília, DF, 11 de ago. de 1997. Coluna 1, p. 17.150.

BRASIL. Medida Provisória nº 1.599-39, de 11 de dezembro de 1997. Dá nova redação a dispositivos da Lei nº 8.742, de 7 de dezembro de 1993, sobre a organização da Assistência Social, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Poder Executivo, Brasília, DF, 12 de dez. de 1997. Coluna 1, p. 29.520.

BRASIL. Lei nº 9.720, de 30 de novembro de 1998. Dá nova redação a dispositivos da Lei nº 8.742, de 7 de dezembro de 1993, que dispõe sobre a organização da Assistência Social, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Poder Executivo, Brasília, DF, 1 de dez. de 1998. Coluna 1, p. 1.

BRASIL. Lei nº 10.741, de 1º de outubro de 2003. Dispõe sobre o Estatuto do Idoso e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Poder Executivo, Brasília, DF, 3 de out. de 2003. Coluna 1, p. 1.

CALIENDO, M. e KOPEINIG, S. **Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching**. Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Paper, nº 1.588. Maio de 2005. Disponível em: <<http://ftp.iza.org/dp1588.pdf>>. Acesso em: 12/11/2006.

CAMERON, A. e TRIVEDI, P. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge University Press, New York, 2005.

CARVALHO, I. **Old-Age Benefits and Retirement Decisions of Rural Elderly in Brazil**. In: Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA) Annual Meeting. Paris, França, 2005. Disponível em: <<http://www.aup.fr/lacea2005/program/sessions/contributed2/CS24.htm>>. Acesso em: 15/10/2006.

CHIANG, Alpha C. **Matemática para economistas**. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil: Ed. da Universidade de São Paulo, 1982. 684p.

COCHRANE, W. e CHAMBERS, S. The planning of observational studies of human populations. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A, vol. 128, p. 234-266. 1965.

CORSEUIL, C. e FOGUEL, M. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Texto para Discussão nº 897, julho de 2002.

COX, D. Motives for Private Income Transfers. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, v. 95, n. 3, p. 508-546, jun. 1987.

COX, D., ESER, Z. e JIMENEZ, E. Motives for private transfers over the life cycle: an analytical framework and evidence for Peru. **Journal of Development Economics**, Elsevier, vol. 55, n. 1, p. 57-80, fev. de 1998.

COX, D. e JIMENEZ, E. Social security and private transfers in developing countries. **World Bank Economic Review**, v. 6, n. 1, p. 155-169, jan. 1992.

DEHEJIA, R. e WAHBA, S. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. **The Review of Economics and Statistics**, vol. 84, n. 1, p. 151-161, fev. 2002.

DEMARIS, A., TEACHMAN, J. e MORGAN, S. Interpreting Logistic Regression Results: A Critical Commentary. **Journal of Marriage and Family**, vol. 52, n. 1, p. 271-277, fev. 1990.

DUFLO, E. **Empirical Methods**. Mimeo. 2006. Disponível em: <[http://web.mit.edu/14.771/www/emp\\_handout.pdf](http://web.mit.edu/14.771/www/emp_handout.pdf)>. Acesso em: 20/01/2007.

FUTEMA, F. Greve de previdenciários ganha a adesão de mais 4 Estados. **Folha Online**, São Paulo, 15 de ago. de 2001. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/folha/dinheiro/ult91u28871.shtml>>. Acesso em: 09/10/2006.

FUTEMA, F. Greve já prejudicou 1,3 mi de pessoas, diz Previdência. **Folha Online**, São Paulo, 16 de nov. de 2001. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/folha/dinheiro/ult91u35491.shtml>>. Acesso em: 09/10/2006.

FUTEMA, F. Previdência vai trocar grevista por funcionário terceirizado. **Folha Online**, São Paulo, 16 de nov. de 2001. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/folha/dinheiro/ult91u35487.shtml>>. Acesso em: 09/10/2006.

GALE, W. G. e SCHOLZ, J. K. Intergenerational transfers and the accumulation of wealth. **Journal of Economic Perspectives**, v. 8, n. 4, p. 145-160, 1994.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 3ª ed., 2000.

HECKMAN, J. Instrumental variables: a study of implicit behavioral assumptions used in making program evaluations. **Journal of Human Resources**, vol. 32, n. 3, p. 441-462, 1997.

HECKMAN, J., ICHIMURA, H., SMITH, J., TODD, P. Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. **Econometrica**, vol. 66, n. 5, p. 1017-1098, set. 1998.

HECKMAN, J., ICHIMURA, H. e TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. **Review of Economic Studies**, vol. 65, p. 261-294. 1998.

HECKMAN, J. e SMITH, J. Assessing the case for social experiments, **Jornal of Economic Perspectives**, vol. 9, n. 2, p. 85-110, 1995.

HECKMAN, J., SMITH, J. e CLEMENTS, N. Making the most out of programme evaluations and social experiments: accounting for heterogeneity in programme impacts. **The Review of Economic Studies**, vol. 64, n. 4, p. 487-535, out. de 1997.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Manual de Entrevista** – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005. Rio de Janeiro, 2005a.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005**: Notas Metodológicas. CD-ROM dos microdados da PNAD 2005. 2005b.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Base de dados macroeconômicos IPEADATA**. 2007. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 15/01/2007.

JALAN, J. e RAVALLION, M. Estimating the Benefit Incidence of an Antipoverty Program by Propensity-Score Matching. **Journal of Business & Economic Statistics**, American Statistical Association, vol. 21, n. 1, p. 19-30, jan. de 2003.

JENSEN, S. **An Introduction to Lagrange Multipliers**. 2005. Disponível em: <<http://www.slimy.com/~steuard/teaching/tutorials/Lagrange.html>>. Acesso em: 18/11/06.

JUAREZ, L. **Three Essays on Social Policy and the Labor Market**: Learning from Mexico. Tese (Doutorado em Economia). Departamento de Economia, University of Texas at Austin. Maio de 2006. 98f.

KAZIANGA, H. Motives for household private transfers in Burkina Faso. **Journal of Development Economics**, Elsevier, vol. 79, n. 1, p. 73-117, fev. de 2006.

LONG, J. e FREESE, J. **Regression models for categorical dependent variables using Stata**. Revised Edition. College Station City: Stata Press, 2003.

LUNDBERG, S., POLLAK, R., e WALES, T. Do husband and wives pool their resources? Evidence from the U.K. Child Benefit. **Journal of Human Resources**, vol. 32, n. 3, p. 463-480. 1997.

MARSHALL, A. **Princípios de Economia**: tratado introdutório. Volume 1. 3ª ed. São Paulo: Nova Cultural, 1988.

MEDEIROS, M., DINIZ, D., SQUINCA, F. **Cash benefits to disable persons in Brazil**: an analysis of BPC – Continuous Cash Benefit Programme. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Texto para Discussão nº 1184, maio de 2006.

MEDEIROS, M., OSÓRIO, R. e VARELLA, S. **O levantamento de informações sobre as famílias nas PNADs de 1992 a 1999**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Texto para Discussão nº 860, fevereiro de 2002.

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL - MPS. **Anuário estatístico da Previdência Social 2005**: Suplemento Histórico (1980 à 2005). Vol. 3, Brasília: MPS/DATAPREV, 2006(a).

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL - MPS. **Base de Dados Históricos do Anuário Estatístico da Previdência Social**. Brasília, 2006(b). Disponível em: <http://creme.dataprev.gov.br/infologo2005/inicio.htm>. Acesso em: 20/11/2006.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL – MDS. **Revisão da concessão do Benefício Assistencial de Prestação Continuada**. Brasília, maio de 2005. Disponível em: <[http://200.152.41.8/relcrys/bpc/manual\\_1.htm](http://200.152.41.8/relcrys/bpc/manual_1.htm)>. Acesso em: 02/08/2006.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL – MDS. **Benefício de Prestação Continuada – BPC**: pessoas idosas e pessoas com deficiência. Brasília, maio de 2006. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/programas/rede-suas/protecao-social-basica/beneficio-de-prestacao-continuada-bpc>>. Acesso em: 29/07/2006.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL – MDS. **Conheça mais sobre o BPC**. Brasília, 2006?. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/programas/rede-suas/protecao-social-basica/beneficio-de-prestacao-continuada-bpc/cartilha-bpc2.pdf/download>>. Acesso em: 10/08/2006.

MORGAN, S. e TEACHMAN, J. Logistic Regression: Description, Examples, and Comparisons. **Journal of Marriage and Family**, vol. 50, n. 4, p. 929-936, nov. de 1988.

MROZ, T. The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. **Econometrica**, vol. 55, n. 4, p. 765-799. 1987.

NORTON, E., WANG, H. e AI, C. Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models. **The Stata Journal**, vol. 4, n. 2, p. 154-167. 2004.

PARK, C. **Is extended family in low-income countries altruistically linked?** National University of Singapore, Department of Economics, Working Paper, n. 0107. 2001. Disponível em: <<http://www.fas.nus.edu.sg/ecs/pub/wp/wp0107.pdf>>. Acesso em: 05/04/2006.

PHIPPS, S. e BURTON, P. What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditure. **Economica**. Vol. 65, n. 260, p. 599-613, nov. de 1998.

PISKOUNOV, N. **Cálculo diferencial e integral**. Vol. 1, 2ª ed. Porto: Edições Lopes da Silva. 1974.

RAVALLION, M. The mystery of the vanishing benefits: an introduction to impact evaluation. **The World Bank Economic Review**, vol. 15, n. 1, p. 115-140. Oxford: Oxford University Press. 2001.

RAVALLION, M. **Principles and methods of ex-post impact evaluation**. In: Seminario avanzado de evaluación de impacto, Panel sobre Evaluación 1. Cidade do México, abril de 2004. Disponível em: <[http://www.sedesol.gob.mx/subsecretarias/prospectiva/seminario/ravallion/evaluation\\_principles\\_and\\_examples.pps](http://www.sedesol.gob.mx/subsecretarias/prospectiva/seminario/ravallion/evaluation_principles_and_examples.pps)>. Acesso em: 19/10/2006.

ROSENBAUM, P. e RUBIN, D. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. **Biometrika**, vol. 70, n. 1, p. 41-55. Abril de 1983.

SAAD, P. Transferência de apoio intergeracional no Brasil e na América Latina. In: CAMARANO, A. **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?** Rio de Janeiro: IPEA, 2004.

SAYWER, D. e CARVALHO, J. **Estudo do impacto orçamentário das modificações na LOAS previstas no PL 3.055/97** - Relatório final. Projeto de Avaliação do Benefício de Prestação Continuada, Convênio MDS / Cedeplar – UFMG. Relatório de Pesquisa (mimeo). Belo Horizonte, março de 2006a.

SAYWER, D. e CARVALHO, J. **Estudo e projeção dos índices de cobertura do BPC** - Produto 2. Projeto de Avaliação do Benefício de Prestação Continuada, Convênio MDS / Cedeplar – UFMG. Relatório de Pesquisa (mimeo). Belo Horizonte, 15 de setembro de 2006b.

SIGELMAN, L. e ZENG, L. Analyzing censored and sample-selected data with Tobit and Heckit models. **Political Analysis**, vol. 8, n. 2, p. 167-182, 1999.

SILVA, P.; PESSOA, D.; LILA, M. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, vol. 7, n. 4, 2002.

SMITH, J. e TODD, P. Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? **Journal of Econometrics**, vol. 125, p. 305–353, 2005.

TERUEL, G. e DAVIS, B. **Final report: an evaluation of the impact of PROGRESA cash payments on private inter-household transfers**. Texto para Discussão, Washington D.C., International Food Policy Research Institute (IFPRI). 2000. Disponível em: <<http://www.ifpri.org/themes/progresa/household.htm>>. Acesso em: 25/04/2006.

TOBIN, J. Estimation for relationships with limited dependent variables. **Econometrica**, vol. 26, n. 1, p. 24–36. 1958.

TODD, P. **A practical guide to implementing matching estimators**. Artigo apresentado no Encontro do Banco Interamericano de Desenvolvimento em Santiago, Chile. Outubro de 1999. Disponível em: <<http://athena.sas.upenn.edu/~petra/papers/prac.pdf>>. Acesso em: 13/12/2006.

THE SCHOLARLY JOURNAL ARCHIVE – JSTOR. **JSTOR Facts and Figures**. 2007. Disponível em: <<http://www.jstor.org/about/facts.html>>. Acesso em 20/07/2007.

THOMAS, D. Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach. **The Journal of Human Resources**, vol. 25, n. 4, p. 635-664, 1990.

THOMAS, D. e RUBALCAVA, L. Family Bargaining and Welfare. **California Center for Population Research On-Line Working Paper Series**. Paper CCPR-007-00, jul. de 2000. Disponível em: <<http://repositories.cdlib.org/ccpr/olwp/CCPR-007-00>>. Acesso em 15/01/2006.

TURRA, C. M. **Contabilidade das gerações: riqueza, sistemas de transferências e conseqüências de mudanças no padrão demográfico brasileiro**. 2000. 204f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2000.

WEBER, J. **Matemática para Economia e Administração**. 2<sup>a</sup> ed. São Paulo: Harbra, 1986.

## **ANEXOS**

## Figura A1 – Formulário de Requerimento do Benefício de Prestação Continuada.

ANEXO II OI/INSS/DIRBEN Nº 81/2003				OL:	NB:	E:
<b>REQUERIMENTO DE BENEFÍCIO ASSISTENCIAL – LEI 8.742/93</b>						
<b>NOME:</b>				<b>DATA DE NASCIMENTO:</b>		
<b>NOME DA MÃE:</b>			<b>NOME DO PAI:</b>			
<b>ENDEREÇO:</b>					<b>CEP:</b>	
<b>SEXO:</b> <input type="checkbox"/> Masc. <input type="checkbox"/> Fem.		<b>NATURALIDADE:</b>		<input type="checkbox"/> DEFICIENTE		<b>ESTADO CIVIL:</b>
				<input type="checkbox"/> IDOSO		<input type="checkbox"/> SOLTEIRO
<b>Declara que:</b>						<input type="checkbox"/> CASADO
<input type="checkbox"/> Recebe benefício do _____						<input type="checkbox"/> VIÚVO
(Indicar a instituição de previdência)						<input type="checkbox"/> DESQUITADO
<input type="checkbox"/> Não recebe benefício da Previdência Social, nem de outro regime e assume a responsabilidade por essa declaração, sob as penalidades previstas em Lei.						<input type="checkbox"/> OUTROS
_____ (Local e Data)						<b>USO DO INSS</b>
_____ (Assinatura do Requerente ou do Representante Legal)						<b>ÓRGÃO MANTENEDOR:</b>
						<b>MICRORREGIÃO:</b>
<b>Preencher quando o declarante for o Representante Legal.</b>						<b>DATA:</b>
<b>NOME DO PROCURADOR, OU CURADOR OU TUTOR (Representante Legal):</b>				<b>PROTOCOLO</b>		<b>RUBRICA E MATRÍCULA</b>
<b>ENDEREÇO:</b>			<b>CEP:</b>			
<b>DIRBEN - 8232</b>						

ANEXO II OI/INSS/DIRBEN Nº 81/2003																	
<b>DOCUMENTOS QUE DEVEM ACOMPANHAR O REQUERIMENTO</b>	<b>CARIMBO DA POSTAGEM ECT</b>																
<input type="checkbox"/> Carteira de Trabalho, ou Contracheque de Pagamento, ou Carnê de Contribuição no INSS, ou extrato de pagamentos de benefícios do(s) membros(s). <input type="checkbox"/> Registro Civil de Nascimento ou de Casamento, ou Certificado de Reservista, ou Carteira de Identidade, ou Carteira de Trabalho, ou outro. <input type="checkbox"/> Documentos de Identificação dos membros do grupo familiar. <input type="checkbox"/> Declaração sobre a composição do Grupo familiar (Anexo III). <input type="checkbox"/> Procuração com Termo de Responsabilidade. <input type="checkbox"/> Termo de Curatela/Tutela.																	
<b>PARA USO DO INSS</b>																	
<b>ANÁLISE CONCLUSIVA QUANTO A RENDA "PER CAPITA"</b>																	
<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr><td>Renda total do Grupo Familiar:</td></tr> <tr><td>Número de participantes do Grupo Familiar:</td></tr> <tr><td>Renda "per capita":</td></tr> <tr><td>Salário Mínimo vigente:</td></tr> <tr><td>_____</td></tr> <tr><td style="text-align: center;">Local e Data</td></tr> </table>	Renda total do Grupo Familiar:	Número de participantes do Grupo Familiar:	Renda "per capita":	Salário Mínimo vigente:	_____	Local e Data	<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr><td colspan="2" style="text-align: center;"><b>Enquadra-se na exigência quanto a renda "per capita"?</b></td></tr> <tr><td colspan="2" style="text-align: center;"><input type="checkbox"/> Sim</td></tr> <tr><td colspan="2" style="text-align: center;"><input type="checkbox"/> Não</td></tr> <tr><td colspan="2" style="text-align: center;">_____</td></tr> <tr><td colspan="2" style="text-align: center;"><b>Assinatura e Carimbo</b></td></tr> </table>	<b>Enquadra-se na exigência quanto a renda "per capita"?</b>		<input type="checkbox"/> Sim		<input type="checkbox"/> Não		_____		<b>Assinatura e Carimbo</b>	
Renda total do Grupo Familiar:																	
Número de participantes do Grupo Familiar:																	
Renda "per capita":																	
Salário Mínimo vigente:																	
_____																	
Local e Data																	
<b>Enquadra-se na exigência quanto a renda "per capita"?</b>																	
<input type="checkbox"/> Sim																	
<input type="checkbox"/> Não																	
_____																	
<b>Assinatura e Carimbo</b>																	
<b>DIRBEN – 8232v</b>																	

## A1. Cálculo das DDD padronizadas

– Redução de 70 para 67 anos, estimativa-placebo, RFPC  $\leq \frac{1}{4}$  de SM.

**TABELA A1 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa-placebo, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1992-93)</b>	<b>Depois da Reforma (1995-96)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0066 (0,0025)	0,0022 (0,0022)	-0,0044 (0,0034)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0072 (0,0019)	0,0033 (0,0023)	-0,0039 (0,0031)
Diferença entre grupos etários, em cada período	-0,0006 (0,0031)	-0,0011 (0,0032)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0005 (0,0045)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0129 (0,0014)	0,0139 (0,0013)	0,0010 (0,0019)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0129 (0,0013)	0,0119 (0,0011)	-0,0010 (0,0015)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0000 (0,0018)	0,0020 (0,0016)	
Diferença-em-Diferença:		0,0020 (0,0025)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0025</b> <b>(0,0051)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 5.7. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo.

– Redução de 70 para 67 anos, estimativa para período da reforma, RFPC  $\leq$   $\frac{1}{4}$  de SM.

**TABELA A2 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1995-96-97)</b>	<b>Depois da Reforma (1998-1999-2001)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0067 (0,0030)	0,0021 (0,0008)	-0,0046 (0,0031)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0042 (0,0021)	0,0186 (0,0041)	0,0144 (0,0046)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0025 (0,0037)	-0,0165 (0,0041)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0190 (0,0055)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0144 (0,0011)	0,0212 (0,0014)	0,0068 (0,0017)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0133 (0,0009)	0,0187 (0,0011)	0,0054 (0,0013)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0011 (0,0014)	0,0025 (0,0017)	
Diferença-em-Diferença:		0,0014 (0,0022)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0204</b> <b>(0,0059)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 5.7. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo.

– Redução de 70 para 67 anos, estimativa-placebo, RFPC  $\leq$   $\frac{1}{2}$  SM.

**TABELA A3 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa-placebo, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1992-93)</b>	<b>Depois da Reforma (1995-96)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0083 (0,0021)	0,0143 (0,0040)	0,0060 (0,0045)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0102 (0,0019)	0,0098 (0,0029)	-0,0004 (0,0034)
Diferença entre grupos etários, em cada período	-0,0019 (0,0028)	0,0045 (0,0048)	
Diferença-em-Diferença:		0,0064 (0,0056)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0132 (0,0015)	0,0132 (0,0013)	0,0000 (0,0020)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0126 (0,0013)	0,0116 (0,0011)	-0,0010 (0,0017)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0006 (0,0020)	0,0016 (0,0017)	
Diferença-em-Diferença:		0,0010 (0,0026)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>0,0054</b> <b>(0,0062)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 5.7. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{2}$  salário mínimo.

– Redução de 70 para 67 anos, estimativa para período da reforma, RFPC  $\leq$  ½ SM.

**TABELA A4 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1995-96-97)</b>	<b>Depois da Reforma (1998-1999-2001)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0169 (0,0034)	0,0046 (0,0010)	-0,0123 (0,0035)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0097 (0,0023)	0,0223 (0,0032)	0,0126 (0,0039)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0072 (0,0041)	-0,0177 (0,0033)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0249 (0,0052)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0137 (0,0011)	0,0213 (0,0014)	0,0076 (0,0017)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0132 (0,0010)	0,0182 (0,0011)	0,0050 (0,0014)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0005 (0,0014)	0,0031 (0,0017)	
Diferença-em-Diferença:		0,0026 (0,0022)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0275</b> <b>(0,0057)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 5.7. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é ½ salário mínimo.

– Redução de 67 para 65 anos, estimativa-placebo, RFPC  $\leq$   $\frac{1}{4}$  de SM.

**TABELA A5 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa-placebo, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1995-96-97)</b>	<b>Depois da Reforma (1998-1999-2001)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0051 (0,0030)	0,0129 (0,0046)	0,0078 (0,0054)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0030 (0,0021)	0,0246 (0,0052)	0,0216 (0,0056)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0021 (0,0037)	-0,0117 (0,0069)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0138 (0,0078)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0156 (0,0013)	0,0211 (0,0015)	0,0055 (0,0019)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0138 (0,0011)	0,0172 (0,0012)	0,0034 (0,0016)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0018 (0,0017)	0,0039 (0,0019)	
Diferença-em-Diferença:		0,0021 (0,0025)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0159</b> <b>(0,0082)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 5.10. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo.

– Redução de 67 para 65 anos, estimativa para período da reforma, RFPC  $\leq \frac{1}{4}$  de SM.

**TABELA A6 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (2002-2003)</b>	<b>Depois da Reforma (2004-2005)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0207 (0,0066)	0,0066 (0,0017)	-0,0141 (0,0068)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0167 (0,0047)	0,0210 (0,0051)	0,0043 (0,0068)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0040 (0,0080)	-0,0144 (0,0053)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0184 (0,0096)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0182 (0,0016)	0,0183 (0,0017)	0,0001 (0,0022)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0179 (0,0014)	0,0171 (0,0014)	-0,0008 (0,0018)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0003 (0,0021)	0,0012 (0,0020)	
Diferença-em-Diferença:		0,0009 (0,0029)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0193 (0,0100)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 5.10. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo.

– Redução de 67 para 65 anos, estimativa-placebo, RFPC  $\leq$   $\frac{1}{2}$  SM.

**TABELA A7 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa-placebo, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1995-96-97)</b>	<b>Depois da Reforma (1998-1999-2001)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0118 (0,0033)	0,0257 (0,0046)	0,0139 (0,0056)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0123 (0,0030)	0,0218 (0,0035)	0,0095 (0,0045)
Diferença entre grupos etários, em cada período	-0,0005 (0,0044)	0,0039 (0,0057)	
Diferença-em-Diferença:		0,0044 (0,0072)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0154 (0,0013)	0,0200 (0,0015)	0,0046 (0,0019)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0133 (0,0011)	0,0170 (0,0013)	0,0037 (0,0016)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0021 (0,0017)	0,0030 (0,0019)	
Diferença-em-Diferença:		0,0009 (0,0025)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>0,0035 (0,0077)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 5.10. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{2}$  salário mínimo.

– Redução de 67 para 65 anos, estimativa para período da reforma, RFPC  $\leq \frac{1}{2}$  SM.

**TABELA A8 - Proporção de indivíduos que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (2002-2003)</b>	<b>Depois da Reforma (2004-2005)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0363 (0,0062)	0,0138 (0,0023)	-0,0225 (0,0065)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0269 (0,0043)	0,0298 (0,0044)	0,0029 (0,0059)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0094 (0,0075)	-0,0160 (0,0049)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0254 (0,0090)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0161 (0,0015)	0,0164 (0,0016)	0,0003 (0,0022)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0162 (0,0014)	0,0152 (0,0013)	-0,0010 (0,0018)
Diferença entre grupos etários, em cada período	-0,0001 (0,0020)	0,0012 (0,0020)	
Diferença-em-Diferença:		0,0013 (0,0029)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0267</b> <b>(0,0094)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 5.10. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{2}$  salário mínimo.

– Redução de 70 para 67 anos, estimativa para período da reforma, RFPC  $\leq$   $\frac{1}{4}$  de SM, impacto sobre o domicílio.

**TABELA A9 - Proporção de idosos que residem em domicílio que recebem transferência de não-morador e estimativa-placebo, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1995-96-97)</b>	<b>Depois da Reforma (1998-1999-2001)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0142 (0,0045)	0,0132 (0,0020)	-0,0010 (0,0048)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0137 (0,0039)	0,0369 (0,0059)	0,0232 (0,0070)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0005 (0,0060)	-0,0237 (0,0062)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0242 (0,0086)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0280 (0,0015)	0,0406 (0,0020)	0,0126 (0,0025)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0279 (0,0014)	0,0367 (0,0016)	0,0088 (0,0020)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0001 (0,0021)	0,0039 (0,0025)	
Diferença-em-Diferença:		0,0038 (0,0033)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0280</b> <b>(0,0092)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 13A. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo.

– Redução de 67 para 65 anos, estimativa para período da reforma, RFPC  $\leq$   $\frac{1}{4}$  de SM, impacto sobre o domicílio.

**TABELA A10 - Proporção de idosos que residem em domicílio que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (2002-2003)</b>	<b>Depois da Reforma (2004-2005)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0450 (0,0093)	0,0246 (0,0035)	-0,0204 (0,0099)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0275 (0,0060)	0,0439 (0,0076)	0,0164 (0,0095)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0175 (0,0111)	-0,0193 (0,0083)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0368 (0,0138)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0333 (0,0022)	0,0345 (0,0023)	0,0012 (0,0032)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0331 (0,0020)	0,0347 (0,0020)	0,0016 (0,0028)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0002 (0,0030)	-0,0002 (0,0031)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0004 (0,0043)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0364</b> <b>(0,0145)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 13A. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo.

– Redução de 70 para 67 anos, estimativa para período da reforma, RFPC  $\leq$   $\frac{1}{2}$  SM, impacto sobre o domicílio.

**TABELA A11 - Proporção de idosos que residem em domicílio que recebem transferência de não-morador e estimativa-placebo, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 70 para 67 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (1995-96-97)</b>	<b>Depois da Reforma (1998-1999-2001)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0238 (0,0040)	0,0173 (0,0021)	-0,0065 (0,0045)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0205 (0,0034)	0,0399 (0,0043)	0,0194 (0,0054)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0033 (0,0053)	-0,0226 (0,0047)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0259 (0,0071)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0278 (0,0016)	0,0408 (0,0020)	0,0130 (0,0026)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0281 (0,0014)	0,0363 (0,0016)	0,0082 (0,0021)
Diferença entre grupos etários, em cada período	-0,0003 (0,0021)	0,0045 (0,0026)	
Diferença-em-Diferença:		0,0048 (0,0033)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0307</b> <b>(0,0078)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 13A. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{2}$  salário mínimo.

– Redução de 67 para 65 anos, estimativa para período da reforma, RFPC  $\leq$   $\frac{1}{2}$  SM, impacto sobre o domicílio.

**TABELA A12 - Proporção de idosos que residem em domicílio que recebem transferência de não-morador e estimativa, via tripla-diferença, do impacto da redução da idade de elegibilidade ao BPC de 67 para 65 anos sobre esta proporção.**

	<b>Antes da Reforma (2002-2003)</b>	<b>Depois da Reforma (2004-2005)</b>	<b>Diferença temporal, por grupo etário</b>
<b>A: Idosos Pobres (grupo afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0518 (0,0070)	0,0337 (0,0038)	-0,0181 (0,0078)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0411 (0,0054)	0,0488 (0,0058)	0,0077 (0,0077)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0107 (0,0088)	-0,0151 (0,0068)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0258 (0,0111)	
<b>B: Idosos não-Pobres (grupo não-afetado)</b>			
Idosos entre 67-69 anos (grupo tratamento)	0,0316 (0,0022)	0,0321 (0,0023)	0,0005 (0,0032)
Idosos entre 64-66 anos (grupo controle)	0,0312 (0,0020)	0,0330 (0,0020)	0,0018 (0,0028)
Diferença entre grupos etários, em cada período	0,0004 (0,0030)	-0,0009 (0,0031)	
Diferença-em-Diferença:		-0,0013 (0,0043)	
<b>Tripla-Diferença (A-B):</b>		<b>-0,0245</b> <b>(0,0119)</b>	

Fonte: Elaboração própria a partir das Pnads 1995 a 2001.

Notas: 1) DDD estimada com base na Equação 5.1 e no modelo estimado na TAB. 13A. 2) Erro-padrão de estimativa em parênteses. 3) Critério de renda familiar *per capita* para idoso pobre é  $\frac{1}{2}$  salário mínimo.

## A2. Modelos Logísticos

- Modelo logístico para impacto sobre o domicílio.

**TABELA A13 – Coeficientes de regressão da probabilidade do idoso residir em domicílio que recebem transferência de não-morador e valores médios (V.M.) das variáveis independentes: Brasil, idosos, 1995-2001 e 2002-2005.**

	Redução da idade mínima de 70 para 67 anos (tratamento: 67-69 anos, controle: 64-66 anos, antes: 1995-96-97, depois: 1998-1999-2001)				Redução da idade mínima de 67 para 65 anos (tratamento: 65-66 anos, controle: 63-64 anos, antes: 2002-2003, depois: 2004-2005)			
	RFPC ≤ 1/4 SM		RFPC ≤ 1/2 SM		RFPC ≤ 1/4 SM		RFPC ≤ 1/2 SM	
	Coef.	V. M.	Coef.	V. M.	Coef.	V. M.	Coef.	V. M.
TRAT	0,003	0,454	-0,011	0,454	0,006	0,479	0,013	0,479
DEPOIS	0,281***	0,520	0,266***	0,520	0,048	0,516	0,057	0,516
POBRE	-0,729**	0,094	-0,323*	0,153	-0,191	0,101	0,286*	0,168
TRAT x DEPOIS	0,102	0,241	0,133	0,241	-0,009	0,252	-0,041	0,252
TRAT x POBRE	0,033	0,064	0,164	0,090	0,505	0,068	0,229	0,099
DEPOIS x POBRE	0,736**	0,070	0,420**	0,101	0,437	0,071	0,122	0,102
TRAT x DEPOIS x POBRE	-1,192**	0,054	-1,143***	0,066	-1,102***	0,054	-0,587**	0,067
mulher	0,427***	0,549	0,410***	0,549	0,274***	0,544	0,258***	0,544
anos de estudo	-0,029***	3,197	-0,029***	3,197	-0,050***	3,838	-0,044***	3,838
branco/amarelo	-0,099*	0,577	-0,098*	0,577	-0,309***	0,536	-0,297***	0,536
outro idoso (65+)	-0,246***	0,296	-0,241***	0,296	-0,455***	0,159	-0,505***	0,159
tam. do domicílio urbano	-0,019	3,550	-0,020	3,550	-0,006	3,432	-0,010	3,432
constante	-3,880***		-3,861***		-3,905***		-3,934***	
Estatística $\chi^2$	263,9***		240,2***		222,6***		234,5***	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,02		0,02		0,02		0,02	
[N]	55.137		55.137		32.414		32.414	

Fonte: Elaboração própria a partir de PNADs 1995-2005.

Notas: 1) Modelos estimados com base na Equação 5.2. 2) Excluindo, em 2004 e 2005, a área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP; para efeito de comparabilidade entre as PNADs. 3) Pseudo-R<sup>2</sup> de McFadden. 4) RFPC = renda familiar per capita. 5) \*\*\* indica significativo a 1%, \*\* indica significativo a 5% e \* indica significativo a 10%.