



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE E
SECRETARIADO
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN**

SÉRGIO MENDES DE OLIVEIRA FILHO

**IMPACTOS DAS TRANSFERÊNCIAS DE RENDA GOVERNAMENTAIS NO
MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO**

Fortaleza-Ceará

2010

SÉRGIO MENDES DE OLIVEIRA FILHO

**IMPACTOS DAS TRANSFERÊNCIAS DE RENDA GOVERNAMENTAIS NO
MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC como requisito parcial para obtenção do título de Mestre.

Área de Concentração: Teoria Econômica

Orientador: Prof. Dr. Emerson Luis Marinho.

Fortaleza – Ceará

2010

Esta dissertação foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau do Mestre em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará – UFC e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca do Curso de Mestrado em Economia da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que feita em conformidade com a ética e com as normas científicas.

Sérgio Mendes de Oliveira Filho

Dissertação aprovada em 31 de março de 2010.

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho
Orientador

Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar
Membro da Banca Examinadora

Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos
Membro da Banca Examinadora

AGRADECIMENTOS

À Deus, que me presenteou com a dádiva da vida, e que renova minhas forças todos os dias para superar as adversidades e continuar a caminhada em busca dos meus sonhos.

À minha família, em especial minha mãe, exemplo de dedicação, força e coragem, que tornou possível minha caminhada até aqui e a quem devo tudo.

À minha noiva Luana, pela paciência e companheirismo nas horas difíceis, se mostrando sempre minha maior incentivadora e grande fonte de inspiração.

Ao meu orientador Prof. Emerson Marinho, por sua dedicação e atenção, se mostrando sempre acessível a discussões e esclarecimentos essenciais para o desenvolvimento deste trabalho.

Aos professores Frederico Augusto Gomes de Alencar e Francisco de Sousa Ramos, por terem gentilmente aceitado fazer parte da banca examinadora e pelas sugestões enriquecedoras.

À FUNCAP, pelo apoio financeiro com a concessão de bolsa de estudos.

Aos professores João Mário, Emerson, Sebastião, Maurício, José Raimundo, Flávio, Ivan, Márcio e Ricardo Brito, os quais deram valiosas contribuições à minha formação profissional.

Aos colegas de turma Gildemir, Rafael, Felipe, Georgiana, Aline, Johnatan, Gleidson, Pedro e Eleidiane.

E aos demais que, de alguma forma, contribuíram na elaboração deste trabalho.

RESUMO

Tendo em vista a escassez de estudos empíricos na literatura envolvendo uma possível redução do trabalho como incentivo adverso dos programas de transferências de renda governamentais, esta dissertação se propõe a analisar de forma detalhada o impacto das transferências sobre a oferta de trabalho formal e informal dos chefes de família e de todos os indivíduos maiores de 10 anos. Para análise dos efeitos no âmbito das decisões de entrada no mercado de trabalho foi estimado um modelo logit multinomial, enquanto no âmbito das jornadas de trabalho utilizou-se uma variação do método de Durbin e Mc Fadden (1984) para correção de viés de seleção baseado em modelos logit multinomiais, contida em Bourguignon *et al.* (2004). Verificou-se que as transferências têm efeito positivo sobre as probabilidades do indivíduo não trabalhar e de trabalhar informalmente, porém, este último parece estar mais relacionado a um efeito substituição, pois se observou paralelamente um efeito negativo sobre a probabilidade de trabalhar no setor formal. Obteve-se ainda os benefícios impactam negativamente nas horas ofertadas pelos chefes de família tanto no setor formal quanto no informal, efeito esse que também foi verificado na oferta de horas no setor formal de todos os indivíduos. Contudo, ao considerarmos a jornada de trabalho de todos aqueles engajados no setor informal, obteve-se que as transferências de renda atuam não como um desestímulo e sim como um fator ampliador das horas trabalhadas.

Palavras-chave: Transferência de renda, oferta de trabalho, logit multinomial., viés de seleção.

ABSTRACT

In view of the empirical studies shortage in literature involving a possible reduction of labor as adverse incentive for the government income transference, this thesis intends to analyze in a detailed way the impact of transferences over the formal and informal labor supply from the family heads such as every individuals older than 10 years old. For the analyze of the effects in scope of the entrance decisions in job market it was estimated a multinomial logit model, while in the scope of the working time it was used a variation of the method of Durbin and McFadden (1984) for selection bias correction based on the multinomial logit, contained in Bourguignon *et al.* (2004). It has verified that transferences have positive effect over the probabilities that the individual doesn't work and does informally work. However, this last one seems to be related to a substitution effect, once it has been observed a parallel negative effect over the probability to work on the formal sector. It has been obtained yet that the benefits negatively impacts on the offered hours by the family heads wether in the formal or non formal sector, effect that has happened to be verified on the hours offering in formal sector of all individuals. In the other hand, as we consider the hours of working of those who are engaged in informal sector, it has obtained that income transferences perform not as a discourage issue but as a magnifier factor of worked hours.

Key-words: Income transference, labor supply, multinomial logit, selection bias.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Descrição das variáveis para o logit multinomial.....	27
Tabela 2 – Efeitos parciais obtidos para a amostra contendo os chefes de família.....	31
Tabela 3 – Efeitos parciais obtidos para a amostra contendo todos os indivíduos com 10 ou mais anos.....	32
Tabela 4 – Regressões de segundo estágio para a correção do viés de seleção na amostra contendo somente os chefes de família.....	36
Tabela 5 – Regressões de segundo estágio para a correção do viés de seleção na amostra contendo todos os indivíduos com 10 ou mais anos.....	37
Tabela 6 – Logit Multinomial estimado para amostra contendo somente os chefes de família.....	46
Tabela 7 – Logit Multinomial estimado para amostra contendo todos os indivíduos com 10 anos ou mais.....	47

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	7
1. INTRODUÇÃO.....	9
2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DAS POLÍTICAS DE TRANSFERÊNCIA.....	13
3. DESCRIÇÃO DOS MODELOS ECONOMÉTRICOS.....	19
3.1. Modelo Logit Multinomial (MNLM)	19
3.2. Correção de Viés de Seleção baseado em Modelos Logit Multinomiais	21
4. METODOLOGIA E BASE DE DADOS	27
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	31
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	40
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	42
APÊNDICES	45

1. INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, como forma de combater as desigualdades de renda e a pobreza, observamos o surgimento e a rápida expansão, tanto na cobertura quanto nos benefícios, dos Programas de Proteção Social. A popularização desses programas e a grande disseminação dos mesmos, principalmente dentre os países em desenvolvimento, em parte pode ser atribuída a sua atratividade quando comparados aos tradicionais programas de Seguridade Social, cujas elegibilidades e benefícios, ao dependerem de contribuições passadas ou de problemas identificáveis¹, permitem um número cada vez maior de excluídos do sistema graças às ampliações do número de desempregados de longa duração e da quantidade de famílias pobres com jovens e crianças sem grandes perspectivas de futuro. Além disso, torna-se cada vez mais evidente para os governantes que a estabilidade macroeconômica, o crescimento e a boa governabilidade, apesar de essenciais, não são suficientes para a redução dos hiatos na distribuição de renda e da pobreza.

Atrelados a condicionalidades que visam à saúde e ao acúmulo de capital humano, esses programas, em que pese algumas diferenciações no seu *design*, em geral focam nas camadas sociais mais carentes e propõem-se a combater a pobreza a curto e a longo prazo, tanto pela transferência direta de renda quanto pela indução a algum comportamento desejado, como, por exemplo, o atendimento médico periódico no sistema de saúde e a frequência no sistema formal de ensino ou agências de emprego e qualificação.

Alguns exemplos de programas dessa natureza implementados na América Latina em outros países em desenvolvimento são: o *Programa de Educação, Saúde e Alimentação (Progresa)*, em vigor no México desde 1997 e hoje chamado de *Oportunidades*; o *Familias en Acción* da Colômbia; o *RPS* da Nicarágua; o *PRAF II* de Honduras; o *PATH* da Jamaica; o *Superémonos* da Costa Rica; e o *Food-for-Education (FFE)*, implementado em 1993 em Bangladesh.

No Brasil, os programas pioneiros de transferência de renda condicionada foram o *Bolsa-Escola* no Distrito Federal e o *Renda Mínima* em Campinas, lançados em 1995. Em

¹ São critérios de elegibilidade para os benefícios da seguridade social: idade avançada, falecimento de cônjuge, doença, incapacidade e desemprego.

11 de abril de 2001 foi sancionada a lei que instituiu o Bolsa-Escola em âmbito federal, sem prejuízo dos programas já existentes nos estados e municípios. As famílias que tinham direito ao benefício eram aquelas com crianças entre 06 e 15 anos completos, devidamente matriculados e com freqüência escolar de pelo menos 85%, enquanto a mensalidade correspondia a R\$ 15,00 por criança em idade escolar, num máximo de três crianças por família.

Dentre as principais críticas que surgiram em relação ao Bolsa-Escola federal, Ferro & Kassouf (2005) destacam: o fato de que não levava em conta o aumento do custo de oportunidade das crianças de acordo com a idade, pois mantinha o mesmo valor da bolsa para crianças no ensino básico e fundamental; a negligência com relação às famílias com todas as crianças menores de 6 anos, mesmo que extremamente pobres; e a exigência de uma contrapartida municipal, a qual acabava por excluir as famílias de regiões mais afastadas e carentes, cujas prefeituras não tinham condições de arcar com o programa.

Desta forma, na tentativa de sanar as falhas e dificuldades de gerenciamento dos programas existentes, bem como reduzir os custos de operacionalização, o Governo Federal unificou um conjunto de programas de transferência de renda federais existentes (Bolsa-Escola, Bolsa-Alimentação, Auxílio-Gás e Cartão-Alimentação) com a criação em 2003 do Bolsa-Família, que veio a se tornar o maior programa de transferência de renda do país e um dos maiores do mundo. Além dele, o Brasil possui hoje em vigor dois outros grandes programas federais de transferência de renda: o Benefício da Prestação Continuada (*BPC-Loas*) e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (*PETI*).

Na medida em que absorvem uma considerável parcela do orçamento público e que, dada sua importância social, frequentemente viram pauta nas disputas eleitorais, esses programas recentemente têm sido tema de diversos estudos teóricos e empíricos que tratam os critérios referentes à focalização e a eficiência dos mesmos, principalmente na redução da pobreza e do trabalho infantil. Dentre eles podemos citar os trabalhos de Hoffman (2006), Cardoso e Souza (2004), Ferro e Kassouf (2005), Bourguignon *et al.* (2002) e Soares *et al.* (2006), os quais serão comentados com mais detalhes na próxima seção.

Contudo, além do interesse científico, as políticas fiscais pró-pobres baseadas nas crescentes transferências de renda atraem também inúmeras discussões políticas e sociais

em torno dos seus possíveis incentivos adversos, dentre os quais se destacam uma possível redução na taxa de poupança, a qual, por sua vez, financia a acumulação de capital, e a hipótese de que os benefícios constituiriam uma fonte de renda capaz de desestimular o trabalho dentre os recipientes.

A redução do trabalho em decorrência do recebimento de transferências governamentais, além de indesejável do ponto de vista comportamental e econômico, pois aumentaria a dependência social e diminuiria os efeitos do crescimento econômico na redução das taxas de pobreza, pode ser vista como uma ineficiência dos programas em atingir seus objetivos de longo prazo, uma vez que as famílias cobertas se submeteriam a um maior grau de dependência do benefício, dada a redução da renda proveniente do trabalho, comprometendo assim sua posterior saída do grupo dos beneficiados.

A existência deste efeito é alvo de muitas controvérsias e ainda não há um consenso dentre os autores que se propuseram a abordar esta temática, alguns dos quais serão comentados com maiores detalhes na próxima seção. Torna-se, então, imperiosa a necessidade de estudos na literatura brasileira com resultados empíricos robustos e abrangentes sobre o tema, que possam capturar de forma detalhada todos os efeitos das transferências de renda no mercado de trabalho do país.

Destarte, considerando ainda a grande relevância do tema para o debate político e econômico do país, o presente estudo se propõe a avaliar empiricamente e de forma isolada o impacto das transferências de renda sobre a oferta de trabalho formal e informal dos chefes de família e de todos os indivíduos maiores de 10 anos, tanto na sua decisão de entrada no mercado de trabalho quanto na decisão de horas ofertadas.

Para a consecução desses objetivos serão utilizados dois modelos econométricos, cada qual estimado para duas amostras distintas: uma contendo somente os chefes de família e a outra abrangendo todos os indivíduos com idade superior a 10 anos, ambas construídas a partir dos microdados da PNAD 2006 (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios). O primeiro modelo a ser estimado será um logit multivariado, onde a variável dependente assume o valor 0 se a pessoa não trabalha, 1 se a pessoa trabalha no mercado informal, e 2 se trabalha no mercado formal, e dentre as variáveis explicativas teremos a variável de interesse, a transferência de renda familiar (TRF), a partir da qual pretende-se

verificar o sinal do seu efeito parcial sobre as probabilidades de resposta $P(y = 0)$ $P(y = 1)$ e $P(y = 2)$, e com isso concluir qual a natureza dos efeitos das transferências sobre as decisões de entrada no mercado de trabalho. O segundo modelo propõe-se a estimar, através do coeficiente da variável TRF, o efeito das transferências sobre a jornada de trabalho dos indivíduos, ou seja, sobre as variáveis dependentes horas ofertadas no setor informal e horas ofertadas no setor formal, utilizando-se, para tal, uma variação do método de Durbin e Mc Fadden (1984) para correção de viés de seleção baseado em modelos logit multinomiais, contida em Bourguignon *et al.* (2004).

A próxima seção descreverá de forma mais detalhada os principais programas federais de transferência de renda em vigor no Brasil, bem como será feita uma breve revisão da literatura existente sobre a eficácia e os incentivos adversos das políticas de transferência. Na seção 3, faz-se uma apresentação dos modelos econométricos a serem utilizados. A quarta seção trata da metodologia de estimação empregada nesses modelos, dos métodos de construção das variáveis e definição da base de dados. Em seguida, na quinta seção serão apresentados e analisados os resultados obtidos nas regressões. Finalmente, a última seção traz as principais conclusões do trabalho.

2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DOS PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA

Criado no final de 2003 por medida provisória, posteriormente convertida em lei, e como estratégia integrante do Projeto Fome Zero, o Bolsa-Família beneficia atualmente mais de 11 milhões de famílias brasileiras² em situação de pobreza (com renda mensal de R\$ 70,01 a R\$ 140 por pessoa) e de extrema pobreza (com renda mensal de até R\$ 70 por pessoa), com condicionalidades nas áreas de saúde e educação – freqüência à escola, vacinação de crianças e acompanhamento pré e pós-natal de gestantes e nutrizes. A seleção das famílias se dá dentre aquelas com renda mensal de até R\$ 140,00 por pessoa que estejam inscritas no Cadastro Único para Programas Sociais (CadÚnico) e o principal critério de inclusão é a renda *per capita* declarada pela família, porém o cadastramento não implica a entrada imediata das mesmas no programa e o recebimento do benefício³.

Além do PBF o país tem hoje outros dois grandes programas federais de transferência de renda: o Benefício da Prestação Continuada (*BPC-Loas*) e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (*PETI*). O primeiro consiste na transferência mensal de um salário mínimo a pessoas de qualquer idade com deficiências severas, e idosos maiores de 65 anos, em ambos os casos com renda familiar *per capita* inferior a um quarto de salário mínimo e sem exigir contrapartidas de comportamento de seus beneficiários. Já o *PETI*, implantado inicialmente nas carvoarias do Mato Grosso do Sul em 1996, se apresentou como o primeiro programa federal de transferência de renda e desde então compreende ações de medidas sócio-educativas e de cidadania, realizadas em grande parte

² Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome.

³ Os valores pagos variam de R\$22,00 a R\$200,00, de acordo com a renda mensal *per capita* familiar, com o número de crianças e adolescentes de até 15 anos e de jovens de 16 e 17 anos. Os benefícios se agrupam em três categorias: o Básico, de R\$ 68,00, pago às famílias consideradas extremamente pobres (aqueles com renda mensal de até R\$ 70,00 por pessoa), independentemente de terem ou não crianças, adolescentes ou jovens; o Variável, de R\$ 22,00, pago às famílias pobres (aqueles com renda mensal de até R\$ 140,00 por pessoa), desde que tenham crianças e adolescentes de até 15 anos – cada família pode receber até três benefícios variáveis, ou seja, até R\$ 66,00; e o Variável Vinculado ao Adolescente, de R\$ 33,00, pago a todas as famílias do Programa que tenham adolescentes de 16 e 17 anos freqüentando a escola – cada família pode receber até dois benefícios variáveis vinculados ao adolescente, ou seja, até R\$ 66,00.

por organizações do terceiro setor, com o objetivo de retirar crianças e adolescentes com idade inferior a 16 anos de trabalhos perigosos, insalubres e degradantes, além da manutenção dos mesmos na escola e nas Ações Socioeducativas e de Convivência (Jornada Ampliada).

A implementação de programas dessa natureza tem gerado considerável interesse, tanto nos seus países de origem quanto nas comunidades científicas e políticas internacionais, de forma que vários trabalhos têm surgido na tentativa de avaliar o impacto dos mesmos. Segundo Bourguignon *et al.* (2002), dois tipos de abordagem têm sido frequentemente utilizadas nessas tentativas: a *ex post*, que consiste na comparação dos resultados observados entre beneficiários e não beneficiários, possivelmente controlando a seleção dentro do primeiro ou do segundo grupo quando amostras aleatórias não são disponíveis, e a *ex ante*, que consiste na simulação dos efeitos do programa com base num modelo comportamental para os membros das famílias e nas regras oficiais para determinar quando um indivíduo está qualificado ou não para receber o benefício. Enquanto a primeira abordagem nos permite fazer uma avaliação empírica “real” dos efeitos do programa na situação dos beneficiários, a segunda procura simular mudanças no impacto do programa causadas por alterações hipotéticas no seu *design*.

Além da abordagem, os trabalhos se diferenciam ainda quanto ao foco de análise, ou seja, se tratam a política em sua focalização, seus impactos ou seus incentivos adversos. De acordo com Fernandes e Pazello (2001), a focalização refere-se à cobertura e ao grau de vazamento do programa, o impacto abrange seus resultados e objetivos atingidos, e os incentivos adversos constituem-se nos efeitos ou mudanças de comportamento indesejáveis sobre os beneficiários e não beneficiários após sua implantação.

Utilizando-se dos dados das PNAD’s e da metodologia de decomposição das variações dos Índices de Gini, Mehran e Piesch, quando a renda é separada em parcelas, Hoffmann (2006) estimou que, em que pese não terem sido a principal causa da redução na desigualdade de renda *per capita* domiciliar no Brasil, os programas de transferência de renda, principalmente o Bolsa-Família, contribuíram com 28% para a redução na desigualdade no país entre 1998 e 2004, porcentagem esta que subia para quase 66% quando considerada apenas a região Nordeste. Contudo, quando considerado somente o

período de 2002-2004 as porcentagens passavam para 31% no Brasil e 87% no Nordeste. Quanto à pobreza, verificaram que apesar da sua redução ter sido pequena no período 2003-2004, a expansão das transferências de renda exerceiram papel fundamental, posto que sem elas haveria crescimento da pobreza no país.

Ainda nesse contexto, Soares *et al.*(2006) adotaram uma metodologia para desagregar dos componentes da rubrica “juros, dividendo e outros rendimentos” a renda derivada destes programas, particularmente, a renda do Benefício de Prestação Continuada (BPC) e dos outros programas de transferência de renda (tipo Bolsa-Família). Concluíram que tanto o BPC como o Bolsa-Família são bem focalizados: 74% da renda declarada do BPC e 80% da renda do Bolsa-Família vai para famílias abaixo da linha de pobreza (de metade de 1 salário mínimo *per capita*), e que conjuntamente estes programas foram responsáveis por 28% da redução da queda do Gini no período 1995-2004 (7% para o BPC e 21% para o Bolsa-Família), contribuição esta bastante elevada ao se levar em conta que, de acordo com os dados da PNAD, ambos somavam apenas 0,82% da renda total das famílias.

Relativamente aos impactos das políticas com condicionalidades sobre o trabalho infantil, Ferro e Kassouf (2005) avaliaram o cumprimento dos objetivos do Bolsa-Escola no âmbito federal a partir dos microdados da PNAD 2004. As autoras adotaram duas estratégias complementares para verificar os efeitos do programa tanto sobre a decisão das famílias de inserir ou não suas crianças de 6 a 15 anos no mercado de trabalho, quanto sobre as horas semanais trabalhadas pelas mesmas. Na primeira, estimaram um *probit* ponderado cuja variável dependente assumia 1 se a criança trabalhava e 0 se não trabalhava, e dentre as variáveis explicativas foi incluída uma variável binária indicativa da participação ou não no programa. Já na segunda foi estimada uma equação de horas trabalhadas por mínimos quadrados ordenados, com as mesmas variáveis explicativas do *probit*. Concluíram então que a política era eficiente na redução do número de horas semanais trabalhadas pelas crianças e que uma bolsa adicional diminuía cerca de três horas a jornada de trabalho das mesmas, contudo, os resultados não foram conclusivos com relação ao impacto na decisão das famílias de inseri-las no mercado de trabalho.

Já Cardoso e Sousa (2004) utilizaram o método do *propensity score matching* nos microdados do censo brasileiro de 2000 para estimar o impacto dos programas brasileiros de transferência (PETI, Renda Mínima e Bolsa-Escola) na freqüência escolar e no trabalho infantil. Como resultados, obtiveram que as transferências de renda apresentavam um impacto positivo e significante sobre a freqüência escolar, porém não tinham efeito significante sobre o trabalho infantil. Encontraram ainda que essas políticas reduziam a proporção de crianças que só trabalhavam ou que não estudavam e não trabalhavam, aumentando a proporção das que só estudavam ou que trabalhavam e estudavam. Desta forma, os autores sugeriram que os programas aumentavam as chances das crianças pobres estudarem, contudo não reduziam as chances de estarem ocupadas, provavelmente porque causava apenas uma alteração no tempo alocado entre estudo e trabalho.

Bourguignon *et al* (2002), por outro lado, propuseram um método de microssimulação para avaliar, *ex ante*, o impacto do Bolsa-Escola nas suas duas dimensões: na escolha ocupacional das crianças e na redução da pobreza e desigualdade do país. Utilizando-se dos parâmetros estimados a partir de um modelo de escolha discreta multinomial (logit multinomial) para as decisões ocupacionais (estudar e trabalhar, só estudar, só trabalhar, não estudar nem trabalhar), os autores fizeram simulações em torno de diversas hipóteses sobre o nível de renda limite para elegibilidade da família e o valor das transferências. O estudo revelou que a proporção de crianças na categoria ocupacional “estudando e trabalhando” aumentava marginalmente e que cerca de 40% das crianças de 10 a 15 anos respondiam ao programa, proporção esta que subia para 60% dentre as mais pobres. Quanto aos efeitos na redução da pobreza, os resultados foram menos expressivos: o Bolsa-Escola no seu *design* original reduzia a incidência da pobreza em menos de 1% e o índice de Gini caia menos de 0,5%. Desta forma, sugeriram que a focalização do programa era adequada, porém como instrumento de redução da pobreza só seria efetivo em longo prazo.

No que concerne aos incentivos adversos, mais especificamente aos efeitos dessas políticas públicas sobre oferta de trabalho, Danzinger *et al.* (1981) já alertavam para o fato de que a maioria dos programas de transferência, ao oferecerem suporte de renda independentemente de contrapartidas laborais e ainda reduzirem os benefícios a níveis maiores de renda, geram alterações tanto na inclinação quanto posição da curva de restrição

orçamentária do beneficiário. Desta forma, a existência desses efeitos partiria diretamente dos pressupostos da teoria do consumidor, posto que o agente maximiza sua utilidade pela escolha dentre opções de renda-lazer, dada sua restrição orçamentária. Ressaltaram, mais, que os indivíduos podem apresentar diferentes respostas laborais de acordo com as restrições às opções de horas trabalhadas, impostas pela legislação trabalhista vigente ou pelos próprios empregadores, e com os efeitos de substituição-cruzada envolvendo as decisões de trabalho e salário dos demais membros da família⁴.

Ao tentar captar o efeito do Bolsa-Família sobre a quantidade de trabalho ofertada pelas mães, Tavares (2008) se utilizou do método do *propensity score matching* para estimar o efeito médio do tratamento (ATE) e do procedimento de Heckman para estimar o efeito do programa sob a consideração do problema de seleção endógena. Ao comparar os resultados das duas estimações, observou-se que tanto o efeito médio do tratamento estimado (ATE) quanto o procedimento de Heckman sugeriram que o impacto do programa seria o de reduzir em cerca de 10% a jornada de trabalho das mães beneficiárias.

Em outro trabalho recente, Cavalcanti e Corrêa (2009) propuseram um modelo de “mathing” com destruição endógena de empregos para analisar, *ex ante*, a mudança no comportamento dos agentes no mercado de trabalho após a introdução de programas governamentais de transferência de renda. No modelo, o governo proveria um benefício $b > 0$ para todos os agentes com renda menor que \underline{w} , independente de estar trabalhando, desempregado ou fora do mercado de trabalho (i.e., produzindo em casa), enquanto os agentes poderiam estar em três estados: empregado e recebendo do mercado um salário de acordo com seu nível de produtividade; desempregado e a procura de emprego; ou fora do mercado de trabalho, produzindo h unidades dos bens de consumo em casa (situação similar ao trabalho informal). Nessa modelagem, o agente empregado continuaria trabalhando até o ponto onde o benefício obtido no mercado de trabalho fosse pelo menos igual ao benefício que receberia caso estivesse na produção doméstica⁵, enquanto que o agente desempregado, sendo beneficiário, continuaria a procurar emprego até o ponto onde

⁴ O efeito substituição-cruzada surge quando as decisões de salário e oferta de trabalho são tomadas conjuntamente pelos membros da família ou implicitamente, tomando como referência o orçamento familiar.

⁵ Custo de oportunidade de trabalhar: $(b+h)$ para os não beneficiários e h para os beneficiários

o benefício de se inserir no mercado de trabalho fosse pelo menos igual ao custo de oportunidade da procura⁶.

Resolvido o modelo e feitas as simulações, os autores obtiveram dois resultados em torno do valor do benefício: a) afetava o nível de emprego não positivamente, o que os permitiu levantar a hipótese de que ao se ampliar o benefício, eleva-se também o custo de oportunidade do trabalho, o que faz com que alguns trabalhadores acabem escolhendo deixar seus trabalhos para a produção doméstica; b) afetava o nível de desemprego de forma ambígua, pois além do efeito anterior, que aumentaria o desemprego pela saída de pessoas dos seus postos de trabalho, a elevação das transferências também aumentaria o custo de oportunidade de procurar emprego, o que, por sua vez, faria com que alguns agentes escolhessem deixar o mercado de trabalho para a produção doméstica (vez que se acharem um emprego perderão o benefício). Por último, verificaram que a cobertura do programa afetava o nível de emprego não negativamente e o desemprego de forma ambígua, podendo estes efeitos serem atribuídos ao encolhimento das regiões críticas nas quais os indivíduos ali localizados poderiam abandonar o trabalho ou a procura de trabalho para não perder o benefício.

⁶ Dado pela razão de h pela taxa na qual trabalhadores se movem para o mercado de trabalho.

3. DESCRIÇÃO DOS MODELOS ECONOMÉTRICOS

3.1 Modelo Logit Multinomial (MNLM)

Nos modelos de escolha discreta (ou de escolha qualitativa), a variável a ser explicada, y , assume valores dentro de um número finito de resultados, em geral não muito grande, podendo, entretanto, variar de casos mais simples – onde y se apresenta como uma resposta binária, assumindo os valores 0 ou 1 para indicar a ocorrência ou não de certo evento – à modelagens mais complexas – onde y toma valores dentro de um intervalo multinomial $\{0,1,2,\dots,J\}$, com J sendo um inteiro positivo, e as variáveis explicativas podendo variar tanto dentre os indivíduos quanto dentre as alternativas. É nesse contexto de múltiplas alternativas de escolha, porém com o vetor de variáveis independentes variando somente dentre os indivíduos, que se aplica o Modelo Logit Multinomial (MNLM).

Assim como em todos os modelos de escolha discreta, no MNLM se está interessado em como mudanças *ceteris paribus* nos elementos de x afetam as probabilidades de resposta⁷:

$$P(y = j/x), \text{ para } j = 0,1,2,\dots,J \quad (3.1.1)$$

A definição do modelo se inicia, portanto, com a caracterização de suas probabilidades de resposta:

$$P(y = j/x) = \frac{\exp(x\beta_j)}{1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_h)} \quad (3.1.2)$$

onde β_j é um vetor $k \times 1$, $j = 1, 2, \dots, J$. Uma vez que as probabilidades de resposta precisam somar 1, deriva-se da equação acima que:

⁷ Seja $x \equiv (x_1, x_2, \dots, x_k)$ um vetor $l \times k$, com o primeiro elemento sendo 1.

$$P(y=0/x) = \frac{1}{\left[1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_h) \right]} \quad ^8 \quad (3.1.3)$$

Já os efeitos parciais para esse modelo são um pouco mais complicados, porém podem ser obtidos pela diferenciação de (3.1.2) com respeito aos x_i 's. Para uma variável x_k contínua⁹:

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_k} \equiv \frac{\partial P(y=j/x)}{\partial x_k} = P(y=j/x) \left\{ \beta_{jk} - \left[\sum_{h=1}^J \beta_{hk} \exp(x\beta_h) \right] / g(x\beta) \right\}^{10} \quad (3.1.4)$$

onde β_{hk} é o k-ésimo elemento de β_h e $g(x, \beta) = 1 + \sum_{h=1}^J \exp(x\beta_h)$.

Pela equação acima, percebe-se que todos os subvetores de β entram em cada efeito marginal, tanto através das probabilidades quanto através da média ponderada que aparece dentro dos colchetes. Tal fato demonstra como a abordagem usual focada nos coeficientes estimados pode no mínimo induzir equivocadas conclusões, basta notar que para qualquer x_k particular, $\partial P_j / \partial x_k$ não necessariamente precisa ter o mesmo sinal que β_{jk} .

Uma vez especificada a densidade de y dado x , a estimação do modelo logit multinomial pode ser feita por máxima verossimilhança. Para tal, deriva-se a função de log-verossimilhança definindo inicialmente, para cada indivíduo i e para todos os resultados possíveis, $d_{ij} = 1$ se a alternativa j é escolhida pelo indivíduo i e 0 caso contrário, de forma que para cada i , somente um dos d_{ij} 's será igual a 1. Assim, estima-se β maximizando a função de log-verossimilhança dada por :

⁸ Observe que se $J=1$, β_1 é o vetor $K \times 1$ de parâmetros desconhecidos e o MNLM se reduz ao modelo logit bivariado.

⁹ Se x_k for binária, o efeito parcial se resumirá à diferença nas probabilidades de resposta quando $x_k=1$ e $x_k=0$

¹⁰ Os desvios padrões dos efeitos parciais podem ser estimados pelo método delta:

$$\begin{aligned} Var.Ass.\left[\hat{\delta}_j\right] &= \sum_{l=0}^J \sum_{m=0}^J \left(\frac{\partial \delta_j}{\partial \beta'_l} \right) Cov.Ass.\left[\hat{\beta}_l, \hat{\beta}_m\right] \left(\frac{\partial \delta'_j}{\partial \beta_m} \right), \\ \frac{\partial \delta_j}{\partial \beta_l} &= [1(j=l) - P_l] [P_j I + \delta_j x'] + P_j [\delta_l x'] \end{aligned}$$

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J d_{ij} \ln [p_j(x_i, \beta)]^{11} \quad (3.1.5)$$

O MNLM pode ainda ser visto como uma estimativa simultânea de logits binários para todas as comparações entre as alternativas, ou seja, pode-se reescrever o modelo da seguinte forma:

$$\ln \Omega_{m/b}(x) \equiv \ln \frac{P(y=m/x)}{P(y=b/x)} = x\beta_{m/b}, \text{ para } m = 1, \dots, J \quad (3.1.6)$$

onde b é a categoria (alternativa) base, também chamado de grupo de comparação. Ressalta-se, ainda, que como $\ln \Omega_{b/b} = \ln 1 = 0$, a igualdade $\beta_{b/b} = 0$ precisa ser mantida, ou seja, o logarítmico da probabilidade de um resultado comparado consigo mesmo é sempre 0.

Assim, essas J equações acima podem ser resolvidas para se obter as probabilidades de resposta em termos dos coeficientes comparativos:

$$P(y = m/x) = \frac{\exp(x\beta_{m/b})}{\sum_{j=1}^J \exp(x\beta_{j/b})} \quad (3.1.7)$$

3.2. Correção de Viés de Seleção baseado em Modelos Logit Multinomiais

Dentre as modalidades de seleção amostral, as quais descrevem amostras não aleatórias, existe aquela que surge quando a variável dependente é observada somente para um subconjunto definido da população, como por exemplo a variável horas de trabalho ofertadas, só observada para os indivíduos com jornada de trabalho estritamente positiva. Nesses casos, o viés de seleção origina-se da existência do truncamento ocasional, que é quando a observação da variável regredida y_1 depende do resultado de outra variável y_2

¹¹ cujas derivadas de primeira e segunda ordem serão, respectivamente:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_j} = \sum_i (d_{ij} - P_{ij}) x_i, \text{ para } j = 1, \dots, J.$$

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_j \partial \beta_l} = - \sum_{i=1}^n P_{ij} [1(j=l) - P_{il}] x_i x_i'$$

Esta última uma matriz com $J^2 K \times K$ blocos, onde $1(j=l)$ é igual a 1 se j for igual a l e 0 caso contrário

(possivelmente relacionada a fatores também associados a y_1), de forma que na regressão de interesse serão omitidas as variáveis que determinam a seleção.

Nos casos mais simples, em que a observação da variável de interesse é determinada por uma variável binária, o problema de seleção endógena pode ser facilmente resolvido pelo procedimento proposto por Heckman (1979), o qual parte da seguinte estrutura:

$$y_1 = x_1 \beta_1 + u_1 \quad (3.2.1a)$$

$$y_2 = 1[x_2 \delta_2 + v_2 > 0] \quad (3.2.1b)$$

onde (3.2.1a) é a equação que explica a variável de interesse pelo vetor de características observáveis x_1 , chamada de **equação estrutural**; e (3.2.1b) é a equação que explica a variável binária y_2 pelo vetor de características observáveis x_2 e pelas características não observáveis dadas por v_2 , chamada de **equação de seleção**.

Para derivar uma equação de estimação nesse modelo, Heckman (1979) aplicou sobre (3.2.1) as expectativas condicionais a (x_1, v_2) e posteriormente a $(x_1, y_2 = 1)$, assumindo, antes, as seguintes hipóteses: a) (x_2, y_1) são sempre observáveis e y_1 é observada somente quando $y_2 = 1$; b) (u_1, v_2) são independentes de x_2 ; c) $v_2 \sim N(0,1)$; e (d) $E(u_1/v_2) = \gamma_1 v_2$. Obteve então que:

$$E(y_1/x_2, y_2 = 1) = x_1 \beta_1 + \gamma_1 \lambda(x_2 \delta_2)^{12} \quad (3.2.2)$$

onde $\lambda(\cdot)$ é a razão de Mills inversa, ou seja, $\lambda(x_2 \delta_2) \equiv \frac{\phi(x_2 \delta_2)}{\Phi(x_2 \delta_2)}$ ¹².

Desta forma, Heckman mostrou que se pode estimar consistentemente β_1 e γ_1 pela regressão de MQO de y_{1i} em x_{1i} e $\hat{\lambda} = \lambda(x_{i2}, \hat{\delta}_2)$, este último um estimador consistente de δ_2 obtido a partir da estimação de primeiro-estágio de um probit para (3.2.1b).

¹² Dado que, pela hipótese (c), $E(v_2/x_2, y_2 = 1) = E(v_2/v_2 > -x_2 \delta_2) = \lambda(x_2 \delta_2)$. Observe ainda que as variáveis que determinam a seleção, dadas pela razão de Mills inversa, podem ser vistas como variáveis omitidas, de forma que uma regressão de MQO produziria estimadores inconsistentes.

¹³ Em que $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ são, respectivamente, a pdf e a cdf da normal padronizada.

Já nas modelagens mais complexas, onde a seleção se dá num processo de escolha discreta multinomial, a estrutura do problema pode ser assim modelada (Bourguignon *et al*, 2004):

$$y_1 = x\beta_1 + u_1 \quad (3.2.3a)$$

$$y_j^* = z\gamma_j + \eta_j, \quad j = 1, 2, \dots, M \quad (3.2.3b)$$

onde os distúrbios u_1 satisfazem $E(u_1/x, z) = 0$ e $V(u_1/x, z) = \sigma^2$; j representa uma variável categórica que descreve a escolha do agente entre a M alternativas baseadas nas “utilidades” y_j^* ; o vetores z e x contém as variáveis que explicam as alternativas e a variável de interesse, respectivamente; e, sem perda de generalidade, assume-se que a variável y_1 é observada se, e somente se, a categoria 1 é escolhida, o que acontece quando:

$$y_1^* > \max_{j \neq 1} (y_j^*) \quad (3.2.4)$$

Condição esta que equivale a $\varepsilon_1 < 0$ se definirmos:

$$\varepsilon_1 = \max_{j \neq 1} (y_j^* - y_1^*) = \max_{j \neq 1} (z\gamma_j + \eta_j - z\gamma_1 - \eta_1) \quad (3.2.5)$$

Conforme demonstrado por McFadden (1973), assumindo-se que os (η_j) 's são independentes e identicamente distribuídos com a distribuição Gumbel¹⁴, essa especificação leva ao modelo logit multinomial, com probabilidade de resposta:

$$P(\varepsilon_1 < 0/z) = \frac{\exp(z\gamma_1)}{\sum_j \exp(z\gamma_j)} \quad (3.2.6)$$

Desta forma, partindo-se da expressão acima, estimativas consistentes dos (γ_j) 's podem ser facilmente obtidas por máxima verossimilhança, todavia, o problema continua sendo como estimar o vetor de parâmetros β_1 levando-se em consideração que os distúrbios u_1 podem não ser independentes de todos os (η_j) 's, posto que isto introduz

¹⁴ Suas funções cumulativas e de densidade serão respectivamente $G(\eta) = \exp(-e^{-\eta})$ e $g(\eta) = (-\eta - e^{-\eta})$.

alguma correlação entre as variáveis explicativas e o termo de distúrbios na equação de interesse (2.2.3a), fazendo com que as estimativas de MQO de β_1 sejam inconsistentes.

Generalizando o procedimento de Heckman (1979), Bourguignon *et al.* (2004) mostram que a correção do viés de seleção pode ser baseada na média condicional de u_1 :

$$E(u_1/\varepsilon_1 < 0, \Gamma) = \int \int_{-\infty}^0 \frac{u_1 f(u_1, \varepsilon_1/\Gamma)}{P(\varepsilon_1 < 0/\Gamma)} d\varepsilon_1 du_1 = \lambda(\Gamma) \quad (3.2.7)$$

onde Γ é definido como: $\Gamma \equiv \{z\gamma_1, z\gamma_2, \dots, z\gamma_M\}$; e $f(u_1, \varepsilon_1/\Gamma)$ é a densidade condicional conjunta de u_1 e ε_1 .

Concluem ainda que, como as relações entre os M componentes de Γ e as M probabilidades correspondentes podem ser invertidas, existe uma única função μ que pode ser substituída por λ tal que:

$$E(u_1/\varepsilon_1 < 0, \Gamma) = \mu(P_1, \dots, P_M) \quad ^{15} \quad (3.2.8)$$

Destarte, estimativas consistentes de β_1 podem ser obtidas em uma das duas regressões:

$$y_1 = x_1 \beta_1 + \mu(P_1, \dots, P_M) + w_1 \quad (3.2.9a)$$

$$y_1 = x_1 \beta_1 + \lambda(\Gamma) + w_1 \quad (3.2.9b)$$

onde w_1 é o resíduo que é independente em média dos regressores.

Contudo, na medida em que a estimação de uma grande quantidade de parâmetros se faz necessária quando se têm um amplo número de alternativas, restrições sobre $\mu(P_1, \dots, P_M)$ ou, equivalentemente, sobre $\lambda(\Gamma)$, precisam ser impostas para manter o problema tratável, e é justamente em torno dessas restrições que os métodos de correção de viés propostos na literatura diferem entre si.

¹⁵ Para simplificação, os autores chamam P_k a probabilidade da alternativa k seja preferida,: $P_k = \frac{\exp(z\gamma_k)}{\sum_j \exp(z\gamma_j)}$.

No método apresentado por Durbin e Mc Fadden (1984), a hipótese que se assume é a de linearidade entre os distúrbios, expressa em termos da média de u_1 condicional aos (η_j) 's:

$$E(u_1/\eta_1, \dots, \eta_M) = \sigma \sum_{j=1, \dots, M} r_j (\eta_j - E(\eta_j)), \text{ com } \sum_{j=1, \dots, M} r_j = 0 \quad (3.2.10)$$

a qual, por sua vez, implica que:

$$E(u_1/\eta_1, \dots, \eta_M) = \sigma \sum_{j=2, \dots, M} r_j (\eta_j - \eta_1) \quad (3.2.11)$$

A partir dessa condição, e com base no modelo logit multinomial, Durbin e Mc Fadden (1984) obtiveram:

$$E(\eta_j - \eta_1 \mid y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma) = \frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln(P_1), \quad \forall j > 1 \quad (3.2.12)$$

e assim propuseram que o modelo descrito em (3.2.3a) e (3.2.3b) pode ser estimado pela regressão de MQO da seguinte equação:

$$y_1 = x_1 \beta_1 + \sigma \sum_{j=2, \dots, M} r_j \left(\frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln(P_1) \right) + w_1 \quad (3.2.13)$$

Ao analisarem tal procedimento, Bourguignon *et al.* (2004) observaram que a hipótese (3.2.10) impunha uma forma específica de linearidade entre u_1 e as distribuições Gumbel dos (η_j) 's, restringindo assim a classe de distribuições permitidas para u_1 . Sugeriram então uma variação da hipótese que tornasse u_1 linear num conjunto de distribuições normais, permitindo, em particular, que u_1 fosse também normal:

$$E(u_1/\eta_1, \dots, \eta_M) = \sigma \sum_{j=1, \dots, M} r_j^* \eta_j^{*-16} \quad (3.2.10')$$

¹⁶ Note que (3.2.10) é um caso especial de (3.2.10') para $J(\eta_j) = \eta_j - E(\eta_j)$ e uma normalização sobre as correlações, posto que Durbin e Mc Fadden (1984) normalizam os erros, enquanto em (2.2.10') não há esta normalização devido à transformação não linear J .

em que r_j^* são as correlações entre u_1 e as variáveis normais padronizadas

$$\eta_j^* = J(\eta_j) = \Phi^{-1}(G(\eta_j)), j = 1 \dots M.$$
¹⁷

Ademais, os autores derivaram as esperanças condicionais dada a seleção amostral:

$$E\left(\eta_1^*/y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma\right) = m(P_1) \quad (3.2.14a)$$

$$E\left(\eta_j^*/y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma\right) = m(P_j)P_j/(P_j - 1) \quad (3.2.14b)$$

onde $m(P_j) = \int J(v - \log P_j)g(v)dv$, $\forall j$, e com isso concluíram que, após a modificação na hipótese, a equação de regressão (3.2.13) passaria a ser:

$$y_1 = x_1\beta_1 + \sigma \left[r_1^* m(P_1) + \sum_{j=2 \dots M} r_j^* m(P_j) \frac{P_j}{(P_j - 1)} \right] + w_1 \quad (3.2.13')$$

Aplicando experimentos de Monte-Carlo para comparar a performance dos métodos existentes na literatura para correção de viés baseados em MNLM, os autores verificaram ainda que, na maioria das vezes, o método proposto por Dubin e Mc Fadden (1984) é preferível tanto ao mais comumente utilizado, o de Lee (1984), quanto à alternativa semi-paramétrica proposta por Dahl (2002). Os experimentos mostraram também que o desempenho do modelo de Durbin e McFadden (1984) é bastante sensível à restrição de normalização imposta, e que a variação sugerida, embora geralmente menos robusta que a versão original, apresenta melhor performance quando a hipótese de normalização é violada, além de aparentar ser mais capaz de capturar termos de seleção altamente não-lineares. Por último, concluíram com as simulações de Monte-Carlo que a correção do viés de seleção baseada no modelo logit multinomial fornece correções suficientemente boas na equação de seleção, mesmo quando a hipótese das alternativas irrelevantes (IIA) é violada.

¹⁷ Observe que para cada j , Bourguignon *et al.* (2004) assumiram que os valores esperados de u_1 e η_j^* são linearmente relacionados, o que se mantém particularmente sob a clássica hipótese que u_1 é normal e (u_1, η_j^*) é normal bivariada para qualquer alternativa j .

4. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

O presente estudo se propõe a avaliar de forma detalhada os impactos das transferências de renda sobre a oferta de trabalho formal e informal no mercado de trabalho brasileiro, tanto no âmbito da decisão de entrada no mercado de trabalho quanto na decisão de horas ofertadas pelos agentes.

Para consecução desses objetivos serão adotadas duas estratégias econométricas, cada qual estimada para duas amostras distintas: uma contendo somente os indivíduos classificados pela PNAD na categoria “pessoa de referência da família”, que corresponde aos chefes de família, e a outra abrangendo todos os indivíduos com idade igual ou superior a 10 anos, independentemente da sua condição na família. O primeiro modelo a ser estimado será o seguinte logit multivariado:

Tabela 1: Descrição das variáveis para o logit Multinomial

Variável	Descrição	Valores
Variável Descritiva		
ocup	Decisão ocupacional do indivíduo	0 se não trabalha 1 se trabalha no mercado informal 2 se trabalha no mercado formal
Variáveis Explicativas para características individuais		
idade	Anos de idade	numérica
educ	Anos de educação	numérica
Dsexo	<i>dummie</i> indicativa do sexo	0 se mulher, 1 se homem
Draça	<i>dummie</i> indicativa da raça	1 se amarelo ou pardo, 0 se negro ou branco
Variáveis Explicativas para características socioeconómicas		
TRF	Transferências de renda para a família	R\$
rendper	Renda per capita familiar	R\$
Variáveis Explicativas para características socioeconômicas		
Dregião2	<i>dummie</i> indicativa da região do país*	1 se Norte, 0 caso contrário
Dregião3	<i>dummie</i> indicativa da região do país *	1 se Nordeste, 0 caso contrário
Dregião4	<i>dummie</i> indicativa da região do país*	1 se Sul, 0 caso contrário
Dregião5	<i>dummie</i> indicativa da região do país*	1 se Centro-Oeste, 0 caso contrário
Dzurbana	<i>dummie</i> indicativa da área	1 se zona urbana, 0 caso contrário
Variáveis Explicativas para background familiar		
Dfamil2	<i>dummie</i> indicativa composição familiar**	1 - casal c/ todos os filhos menores de 14 anos, 0 caso contrário
Dfamil3	<i>dummie</i> indicativa composição familiar**	1 - casal c/ todos os filhos de 14 anos ou mais, 0 caso contrário
Dfamil4	<i>dummie</i> indicativa composição familiar**	1 - casal c/ filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais
Dfamil5	<i>dummie</i> indicativa composição familiar**	1 - mãe c/ todos os filhos menores de 14 anos, 0 caso contrário
Dfamil6	<i>dummie</i> indicativa composição familiar**	1 - mãe c/ todos os filhos de 14 anos ou mais, 0 caso contrário
Dfamil7	<i>dummie</i> indicativa composição familiar**	1 - mãe c/ filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais
Dfamil8	<i>dummie</i> indicativa composição familiar**	1 - outros tipos de famílias , 0 caso contrário

(*) Região Sudeste como referência

(**) Casal sem filho como referência

Fonte: Elaborado pelo autor

Regredido o MNLM, serão então estimados os efeitos parciais sobre as probabilidades de resposta $P(Ocup = 0)$, $P(Ocup = 1)$, e $P(Ocup = 2)$, cujos sinais nos permitirão verificar de que forma as variáveis explicativas supra citadas, em especial a variável TRF, afetam a decisão dos agentes de entrada no mercado, se positivamente ou negativamente.

No segundo modelo pretende-se estimar, através do coeficiente da variável TRF, o efeito das transferências sobre a jornada de trabalho dos indivíduos, ou seja, sobre as variáveis horas ofertadas no setor informal e horas ofertadas no setor formal, utilizando-se para tal a variação do método de Durbin e Mc Fadden (1984) para correção de viés de seleção baseado em modelos logit multinomiais, contida em Bourguignon *et al.*(2004). Na equação de seleção foi considerada a mesma estrutura do logit multinomial acima descrito, ou seja, com a variável Ocup sendo regredida sob as mesmas variáveis explicativas. Já nas equações estruturais, serão tomadas como variáveis dependentes as variáveis horas1 e horas2, que correspondem ao número de horas semanais habitualmente trabalhadas pelos indivíduos nos setores informal e formal, respectivamente, enquanto as variáveis explicativas consideradas foram as mesmas do logit multinomial, à exceção da variável renda *per capita* familiar (rendper), que foi substituída pelo rendimento mensal auferido pelo individuo em todos seus trabalhos (renda).

A base de dados utilizada foi retirada da PNAD (Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2006¹⁸, a partir da qual foram também construídas as seguintes variáveis: *status* do individuo no mercado de trabalho (Ocup), transferência de renda familiar (TRF), renda *per capita* familiar, horas trabalhadas no setor informal (horas1) e horas trabalhadas no setor informal (horas2).

Com relação à variável TRF, é importante destacar que desde o início dos programas de transferência de renda o IBGE tem captado esses recursos na rubrica “juros de caderneta e de outras aplicações financeiras e outros rendimentos”, a qual engloba tanto o rendimento mensal médio proveniente de aplicações financeiras (juros de papel de renda fixa, e de caderneta de poupança, dividendos, etc.), quanto o rendimento mensal

¹⁸ Fornecida e ponderada pelo IPECE sob novo sistema de ponderações lançado pelo IBGE em 2009 para as PNAD's de 2001 a 2008.

normalmente recebido de programas oficiais de auxílio educacional (como o Bolsa-Escola) ou social (Renda-Mínima, Bolsa-Família, Benefício Assistencial de Prestação Continuada – BPC/LOAS, Programa de Erradicação do Trabalho Infantil – PETI e outros). A existência dos suplementos adicionais sobre os programas de transferência de renda nas PNAD's de 2004 e 2006 não alterou esse quadro, vez que o questionário suplementar foi associado ao questionário do domicílio, e não ao questionário individual. Tampouco foi criada nesses suplementos uma entrada específica para o rendimento proveniente das transferências, o que não torna possível identificar quais famílias são beneficiárias, posto que num domicílio podem residir mais de uma família, e nem de quanto é a renda obtida com as transferências.

Desta forma, para calcular o valor das transferências, construiu-se um filtro para a rubrica “juros de caderneta e de outras aplicações financeiras e outros rendimentos” selecionando as pessoas cuja renda *per capita* familiar fosse igual ou menor do que meio salário mínimo vigente no ano, i.e., R\$ 175,00. Supõe-se que esse resíduo represente a renda advinda de todas as transferências de renda do governo, pois é de se esperar que os indivíduos selecionados através deste filtro não tenham condições de possuir rendimentos provenientes de aplicações financeiras. Em seguida, para obter as transferências de renda familiares (TRF), fez-se um cruzamento das transferências de renda com as unidades familiares, as quais, por sua vez, foram identificadas pelos números de série, de controle e da família, para então somarmos todas as transferências recebidas por cada família.

Com relação à variável indicadora do *status* do individuo no mercado de trabalho (Ocup), foram cruzados os dados referentes às rubricas “trabalhou na semana de referência” e “esteve afastado temporariamente do trabalho remunerado que tinha na semana de referência” para determinar os indivíduos efetivamente desempregados, e dentre os que possuíam trabalho na semana de referência, considerou-se como trabalhadores do mercado formal aqueles que na rubrica “posição na ocupação do trabalho principal na semana de referência” estavam enquadrados nas categorias: militar, empregado com carteira de trabalho assinada, funcionário público estatutário e trabalhador doméstico com carteira de trabalho assinada; enquanto os pertencentes às categorias: empregado sem carteira de trabalho assinada, empregado sem declaração de carteira de trabalho assinada, trabalhador doméstico sem carteira de trabalho assinada, trabalhador doméstico sem declaração de carteira de trabalho assinada, conta própria, trabalhador na produção para o consumo

próprio e trabalhador na construção para uso próprio, foram classificados como trabalhadores do mercado informal.

A variável renda *per capita* familiar (rendper) foi construída a partir das rubricas “rendimento mensal familiar para todas as unidades domiciliares” e “número de componentes da família”, enquanto as variáveis horas1 e horas2 foram obtidas após a construção de filtros sob o somatório das rubricas “número de horas habitualmente trabalhadas por semana no trabalho principal da semana de referência”, “número de horas habitualmente trabalhadas por semana no trabalho secundário” e “número de horas habitualmente trabalhadas por semana nos outros trabalhos da semana de referência”, onde foram selecionadas as pessoas que na variável “Ocup” retornavam 1, e as que retornavam 2, respectivamente.

Vale salientar, por último, que as variáveis monetárias incluídas nas regressões, ou seja, rendper, TRF, e renda, foram deflacionadas pelo Deflator para Rendimentos da PNAD, construído pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) a partir dos dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Restrito (INPC) do IBGE e do Índice Geral de Preços (IGP) do Ministério do Trabalho, com base na metodologia sugerida por Corseuil e Foguel (2002).

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

As tabelas a seguir mostram os efeitos marginais obtidos após a estimação do multinomial logit¹⁹ para as duas amostras:

Tabela 2: Efeitos parciais obtidos para a amostra contendo os chefes de família.

Variável	Sobre P(y=0)				Sobre P(y=1)				Sobre P(y=2)			
	dy/dx	Dpadrão	z	P> z	dy/dx	Dpadrão	z	P> z	dy/dx	Dpadrão	z	P> z
Rendper	-.000086	.00001	-14.69	0.000	.00004	.00001	7.03	0.000	.000046	.00000	9.35	0.000
TRF	.001148	.00004	27.27	0.000	.000487	.00005	9.01	0.000	-.001636	.00007	-22.10	0.000
Dsexo*	-.297926	.00567	-52.54	0.000	.155346	.00536	28.98	0.000	.14258	.00444	32.12	0.000
Dregião2*	-.028784	.00475	-6.06	0.000	.142914	.00525	27.21	0.000	-.114129	.00388	-29.44	0.000
Dregião3*	.000723	.00403	0.18	0.858	.095727	.00445	21.50	0.000	-.096450	.00364	-26.53	0.000
Dregião4*	-.020270	.00457	-4.44	0.000	.032847	.00525	6.25	0.000	-.012577	.00436	-2.89	0.004
Dregião5*	-.035925	.00504	-7.12	0.000	.062536	.00588	10.63	0.000	-.026610	.00483	-5.51	0.000
Dzurbana*	.114205	.00354	32.27	0.000	-.203457	.00439	-46.29	0.000	.089252	.00398	22.45	0.000
Dfamil2*	-.077652	.00532	-14.60	0.000	.003480	.00572	0.61	0.543	.074171	.00538	13.79	0.000
Dfamil3*	-.079288	.00428	-18.51	0.000	.012521	.00602	2.08	0.037	.066766	.00603	11.07	0.000
Dfamil4*	-.158281	.00441	-35.85	0.000	.018307	.00701	2.61	0.009	.139974	.00719	19.46	0.000
Dfamil5*	.090732	.0098	9.25	0.000	-.020566	.00962	-2.14	0.033	-.070166	.00741	-9.47	0.000
Dfamil6*	-.110434	.00529	-20.89	0.000	-.020715	.00961	-2.16	0.031	.131149	.01007	13.02	0.000
Dfamil7*	-.146330	.00593	-24.67	0.000	.055532	.01322	4.20	0.000	.090798	.01333	6.81	0.000
Dfamil8*	-.015437	.0054	-2.86	0.004	.021150	.00609	3.47	0.001	-.005712	.00567	-1.01	0.314
Draça*	-.008264	.00324	-2.55	0.011	.003696	.0035	1.06	0.290	.004568	.00318	1.44	0.151
idade	.013497	.00014	97.86	0.000	-.004902	.00015	-33.68	0.000	-.008594	.00013	-64.33	0.000
educ	-.004831	.00049	-9.92	0.000	-.018154	.00053	-34.12	0.000	.022985	.00048	48.06	0.000

(*) dy/dx representa uma mudança discreta na variável dummy de 0 a 1.

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

¹⁹ Foi realizado o teste de Hausman para verificação da hipótese da independência entre alternativas irrelevantes (IIA), contudo o teste não foi conclusivo na medida em que oscilou consideravelmente de resultado dependendo da base escolhida para estimação do MNLM, situação esta similar à verificada por Long e Freese (2006), os quais desencorajaram a utilização dos testes para verificação da IIA justamente por serem capazes de produzir resultados bastante contraditórios. Nessa mesma linha, Cheng e Long (2005) ao realizarem experimentos de Monte Carlo para examinar as propriedades desses testes, verificaram que tanto o teste de Hausman quanto o teste Small-Hsiao apresentam propriedades pobres mesmo para amostrar maiores que 1000 e 500 observações, respectivamente, concluindo então que ambos não são muito úteis para avaliar violações da hipótese IIA. Desta forma, para justificar a utilização do MNLM recorremos ao que enunciado por McFadden (1973), o qual escreveu que os modelos logit multinomial e o logit condicional devem ser usados nos casos onde as alternativas podem ser plausivelmente assumidas como sendo distintas e independentes aos olhos do pesquisador. Ademais, como também sugeriu Amemiya (1981), o MNLM funciona de forma satisfatória quando as alternativas não são similares próximas, o que nos parece ser o caso das categorias “não trabalhar”, “trabalhar no setor formal” e “trabalhar no setor informal”.

Tabela 3: Efeitos parciais obtidos para a amostra contendo todos os indivíduos com 10 ou mais anos.

Variável	Sobre P(y=0)				Sobre P(y=1)				Sobre P(y=2)			
	dy/dx	Dpadrão	z	P> z	dy/dx	Dpadrão	z	P> z	dy/dx	Dpadrão	z	P> z
Rendper	.000051	.00000	17.46	0.000	-.000037	.00000	-13.09	0.000	-.000014	.00000	-9.78	0.000
TRF	.001094	.00003	34.69	0.000	.000101	.00002	4.51	0.000	-.001195	.00004	-28.95	0.000
Dsexo*	-.286487	.00191	-150.34	0.000	.157943	.00179	88.41	0.000	.128544	.00147	87.71	0.000
Dregião2*	-.007573	.00326	-2.32	0.020	.077297	.00313	24.72	0.000	-.069723	.00185	-37.74	0.000
Dregião3*	-.002288	.00273	-0.84	0.401	.061989	.00253	24.48	0.000	.059701	.00173	-34.59	0.000
Dregião4*	-.027398	.00325	-8.42	0.000	.017438	.00304	5.74	0.000	.009960	.00216	4.62	0.000
Dregião5*	-.021686	.00356	-6.09	0.000	.03543	.00339	10.45	0.000	-.013751	.00228	-6.03	0.000
Dzurbana*	.100607	.00278	36.17	0.000	-.143981	.00269	-53.58	0.000	.043374	.00213	20.32	0.000
Dfamil2*	-.105181	.0037	-28.43	0.000	.040905	.00348	11.77	0.000	.064275	.00295	21.77	0.000
Dfamil3*	.011836	.00369	3.21	0.001	.007445	.00328	2.27	0.023	-.019282	.00244	-7.91	0.000
Dfamil4*	.015143	.00401	3.78	0.000	-.004645	.00364	-1.28	0.202	-.010497	.00287	-3.65	0.000
Dfamil5*	-.088918	.00579	-15.36	0.000	.067380	.00597	11.29	0.000	.021538	.00464	4.64	0.000
Dfamil6*	.001399	.00439	0.32	0.750	.005573	.00397	1.40	0.161	-.006972	.00299	-2.33	0.020
Dfamil7*	.004752	.00662	0.72	0.473	.021391	.00625	3.42	0.001	-.026143	.00464	-5.64	0.000
Dfamil8*	.013349	.00434	3.08	0.002	.002653	.00384	0.69	0.490	-.016002	.00285	-5.61	0.000
Draça*	-.029570	.00215	-13.78	0.000	.021263	.00192	11.05	0.000	.008307	.00154	5.40	0.000
idade	-.004944	.00007	-75.29	0.000	.003128	.00005	58.81	0.000	.001815	.00004	44.01	0.000
educ	-.040577	.00032	-126.31	0.000	.008164	.00028	29.56	0.000	.032413	.00023	141.91	0.000

(*) dy/dx representa uma mudança discreta na variável dummy de 0 a 1.

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

Os efeitos parciais da variável de principal interesse, TRF, além de terem sido estatisticamente significantes nas duas regressões, apresentaram os mesmos resultados para ambas, quais sejam, que as transferências de renda têm um efeito positivo na probabilidade de não trabalhar e que se por um lado afetam negativamente a probabilidade do indivíduo trabalhar formalmente, por outro, aumentam a probabilidade deles se engajarem no setor informal, sugerindo assim a existência de um possível efeito substituição, no qual os agentes, para não perderem o benefício, optariam pelo trabalho informal em detrimento ao formal, como forma de evitar a comprovação de uma renda *per capita* familiar além daquela permitida para elegibilidade nos programas governamentais.

Esse resultado nos dá ainda indícios de uma provável ampliação, pela elevação das transferências de renda, dos custos de oportunidade do trabalho e de procurar emprego no setor formal, o que, para algumas famílias, seria responsável pela escolha do não trabalho ou do trabalho informal por parte de alguns dos seus membros.

Quanto às demais variáveis explicativas incluídas, alguns resultados interessantes podem ser observados, como, por exemplo, os efeitos parciais da variável rendper, a qual, na amostra em que são considerados todos os membros das famílias, tem efeito positivo

sobre a probabilidade de não trabalhar e negativo sobre as probabilidades do trabalho informal e formal, enquanto na amostra contendo somente os chefes de família esses efeitos são contrários, ou seja, a renda per capita familiar passa a ter efeito negativo sobre probabilidade de não trabalhar e positivo sobre as probabilidades de trabalhar formalmente e informalmente. Essa reversão dos efeitos pode ser atribuída ao próprio papel desempenhado na família pelos indivíduos considerados em cada amostra, pois enquanto o chefe de família é, por hipótese, o principal responsável pelo sustento familiar, de forma que sua renda representa na maioria das vezes a maior parcela do orçamento doméstico, os demais membros participam apenas de forma complementar no sustento da família, razão pela qual nas suas decisões de entrada no mercado de trabalho pesa também a necessidade ou não de uma renda adicional a do chefe da família. Assim, é razoável supor que quanto maior a renda *per capita* familiar maior a probabilidade do chefe de família estar trabalhando, porém menor será a probabilidade dos filhos, cônjuges e outros membros da família optarem por trabalhar, pois supõe-se que um orçamento familiar maior reduziria a necessidade de renda complementares, desencorajando-os ao trabalho, seja ele formal ou informal.

Outra variável que apresentou efeitos parciais inversos nas duas regressões foi a idade, a qual, no logit estimado para os chefes de família, apresentou efeito positivo sobre a probabilidade do desemprego e negativo sobre as probabilidades de trabalhar nos setores formal e informal, porém no logit estimado para todos os indivíduos com idade igual ou superior a 10 anos os efeitos foram negativos sobre a probabilidade de não trabalhar e positivo sobre as probabilidades de trabalhar, seja formalmente ou informalmente. Novamente, essa reversão de efeitos pode ser atribuída às características dos indivíduos contemplados nas amostras, posto que ao se considerar apenas os chefes de família, os quais supõe-se que sejam adultos, a idade parece influenciar o trabalho e o desemprego da forma como tradicionalmente abordada na literatura, ou seja, o primeiro negativamente e o segundo positivamente, contudo, ao se considerar na amostra todos os indivíduos com 10 anos ou mais, incluindo assim crianças e adolescentes, o efeito passaria a ser o inverso: quanto mais nova a pessoa, maior a probabilidade de não trabalhar e menor a de trabalhar.

Já com relação às variáveis indicativas do sexo e da situação censitária, obteve-se que para os homens as probabilidades de não estar trabalhando e de trabalhar formalmente

ou informalmente, são, respectivamente, menores e maiores do que para as mulheres, além disso, o fato de residir em uma zona urbana aumenta as probabilidades do desemprego e de trabalhar formalmente, enquanto na zona rural a probabilidade de estar trabalhando informalmente é maior, posto que as zonas urbanas geralmente possuem mercados de trabalho mais desenvolvidos, com maior população ativa e maior cumprimento à legislação trabalhista do que a zona rural.

Relativamente à educação, observa-se que quanto mais anos de estudo tiver um indivíduo, seja ele chefe de família ou não, menor será a probabilidade dele estar desempregado e maior será a de estar empregado formalmente. Entretanto, outro resultado relacionado à educação que se destacou foi a evidência de que quão mais instruído for o chefe de família, menor será a probabilidade dele enveredar na informalidade, relação esta que não foi observada para a amostra contendo todos os indivíduos com 10 ou mais anos de idade, onde o efeito da educação é positivo tanto sobre o trabalho formal quanto sobre o informal, talvez pela presença na amostra de adolescentes e jovens recém-ingressos no mercado de trabalho, os quais têm mais facilidade de encontrar emprego no setor informal.

As regiões parecem também influenciar a entrada dos indivíduos no mercado de trabalho, apesar de algumas das *dummies* terem se mostrado estatisticamente insignificantes. Dentre as significantes pôde-se observar, por exemplo, que, comparadas à região Sudeste, as regiões Norte, Sul e Centro-Oeste reduzem a probabilidade do indivíduo ficar sem trabalhar, e que, juntamente com a região Nordeste, aumentam a probabilidade dos mesmos trabalharem no setor informal. Quanto ao setor formal, observa-se que, com exceção dos chefes de família da região Sul, os moradores da região Sudeste são os que apresentam maior probabilidade de trabalhar formalmente. De uma forma geral, esse resultados podem ser atribuídos ao fato do Sudeste ser a região com os maiores pólos industriais e de negócios do país, constituindo-se assim, na região que tanto oferta mais postos de trabalho quanto apresenta os maiores índices de desemprego, posto que atrai uma parcela da população economicamente ativa das demais regiões.

Analisando, finalmente, o impacto das *dummies* indicadoras da composição familiar, obteve-se que, comparadas com “casal sem filhos”, as outras modalidades de famílias com filhos em sua maioria diminuem a probabilidade dos chefes de família não

trabalharem e aumentam as probabilidades de trabalharem, tanto no setor formal como no informal, o que era de se esperar, posto que a responsabilidade desses indivíduos em termos de sustento familiar é bem maior do que se fossem apenas casados e sem filhos. Contudo, ao considerarmos a amostra que engloba todos os componentes familiares, o resultado que se extrai é que estes, em geral, apresentam menor probabilidade de trabalhar no setor formal e maior probabilidade de trabalhar no setor informal, bem como de não trabalharem.

No caso específico da família do tipo “mãe com todos os filhos menores de 14 anos”, chama atenção o fato de que seu chefe, no caso a mãe, terá maior probabilidade de estar sem trabalho e menor probabilidade de trabalhar, seja informalmente ou formalmente, do que se fosse casada e sem filhos. Seus filhos, por outro lado, terão uma probabilidade menor de não trabalharem e maior de trabalharem. Esse resultado retrata claramente as dificuldades encontradas pelas mães de família com filhos pequenos em conciliar uma atividade profissional com a educação destes, o que, nas famílias mais pobres, pode levar à entrada precoce das crianças no mercado de trabalho como forma de auxiliar no sustento familiar. Por esta razão, pode-se ainda levantar a hipótese de que o desestímulo ao trabalho como efeito adverso das transferências de renda é mais evidente nesses casos de mães solteiras com todos os filhos menores de 14 anos.

Para análise dos efeitos sobre a oferta de horas de trabalho nos dois setores, foram obtidos os seguintes coeficientes para equação estrutural após a realização do procedimento de Dubin e McFadden (1984) para correção do viés de seleção a partir do MNLM:

Tabela 4: Regressões de segundo estágio para a correção do viés de seleção na amostra contendo somente os chefes de família.

Variável	Sobre horas1				Sobre horas2			
	Coef.	Dpadrão	t	P> t 	Coef.	Dpadrão	t	P> t
TRF	-.018238	.0025747	-7.08	0.000	-.021125	.0080895	-2.61	0.009
educ	.2232301	.0534083	4.18	0.000	-.0091762	.1465854	-0.06	0.950
Dsexo	8,154851	.5202471	15.67	0.000	3,683028	.4466435	8.25	0.000
Dregião2	-2,529751	.38779	-6.52	0.000	-3,324618	.9469536	-3.51	0.000
Dregião3	-2,424039	.2968863	-8.16	0.000	-2,021604	.6965319	-2.90	0.004
Dregião4	.3199641	.2480734	1.29	0.197	-.8824305	.2062792	-4.28	0.000
Dregião5	-.6939603	.2818584	-2.46	0.014	-1,044652	.3316825	-3.15	0.002
Dzurbana	1,374673	.4808526	2.86	0.004	.4730842	1,073795	0.44	0.660
Dfamil2	1,455925	.2688352	5.42	0.000	1,216943	.2946173	4.13	0.000
Dfamil3	1,246304	.293235	4.25	0.000	.6117961	.2978519	2.05	0.040
Dfamil4	2,825534	.4078227	6.93	0.000	1,563113	.4593984	3.40	0.001
Dfamil5	-2,324770	.4590727	-5.06	0.000	-.2810913	.4495118	-0.63	0.532
Dfamil6	1,521072	.4498145	3.38	0.001	1,151376	.5615828	2.05	0.040
Dfamil7	-.4692149	.6061315	-0.77	0.439	.8863209	.4978663	1.78	0.075
Dfamil8	-.334068	.2763229	-1.21	0.227	-.2488574	.2323115	-1.07	0.284
Draça	-.1816437	.1522824	-1.19	0.233	.0697038	.1147775	0.61	0.544
idade	-.1882975	.0215381	-8.74	0.000	-.1612679	.0257927	-6.25	0.000
renda	.0039553	.0001281	30.87	0.000	.0008162	.0000925	8.82	0.000
_m0	-16,150550	2,763952	-5.84	0.000	-7,575612	2,567031	-2.95	0.003
_m1	-12,436380	.6944707	-17.91	0.000	-14,518920	3,291693	-4.41	0.000
_m2	-4,294978	2,776248	-1.55	0.122	1,312784	2,224439	0.59	0.555
_const	42,899200	1,24055	34.58	0.000	39,052990	3,945844	9.90	0.000
Nº de obs = 43768					Nº de obs = 34027			
F(21, 43746) = 278.22					F(21, 34005) = 71.09			
Prob > F = 0.0000					Prob > F = 0.0000			
R^2 = 0.1178					R^2 = 0.0421			
R^2 ajustado= 0.1174					R^2 ajustado = 0.0415			
Root MSE = 14.723					Root MSE = 9.7832			

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

Tabela 5: Regressões de segundo estágio para a correção do viés de seleção na amostra contendo todos os indivíduos com 10 ou mais anos.

Variável	Sobre horas1				Sobre horas2			
	Coef.	Dpadrão	t	P> t 	Coef.	Dpadrão	t	P> t
TRF	.0106964	.0019072	5.61	0.000	-.0435839	.0057722	-7.55	0.000
educ	-1,527908	.0809091	-18.88	0.000	.6513495	.1498233	4.35	0.000
Dsexo	-11,282780	.7124891	-15.84	0.000	3,946271	.4516931	8.74	0.000
Dregião2	-5,761952	.284114	-20.28	0.000	-6,033410	.5359213	-11.26	0.000
Dregião3	-4,898006	.2309217	-21.21	0.000	-4,346465	.4243201	-10.24	0.000
Dregião4	-1,574298	.1867002	-8.43	0.000	-.3938414	.1120016	-3.52	0.000
Dregião5	-2,824738	.214447	-13.17	0.000	-.1953483	.1780241	-10.97	0.000
Dzurbana	14,797250	.4481591	33.02	0.000	5,267755	.4896789	10.76	0.000
Dfamil2	-5,576171	.3106944	-17.95	0.000	1,613639	.2703487	5.97	0.000
Dfamil3	-1,326409	.1874475	-7.08	0.000	-1,731022	.170468	-10.15	0.000
Dfamil4	-.3021529	.206941	-1.46	0.144	-.7945049	.1567695	-5.07	0.000
Dfamil5	-6,037111	.4128465	-14.62	0.000	.5837874	.2481639	2.35	0.019
Dfamil6	-.5622671	.2294099	-2.45	0.014	-1,001342	.1645383	-6.09	0.000
Dfamil7	-2,190959	.3578951	-6.12	0.000	-.1195808	.3265428	-3.66	0.000
Dfamil8	.1874774	.2202143	0.85	0.395	-.8104218	.1804716	-4.49	0.000
Draça	-2,449899	.1382776	-17.72	0.000	-.0989544	.0843196	-1.17	0.241
idade	-.3526816	.0125522	-28.10	0.000	-.068372	.0062845	-10.88	0.000
renda	.0075944	.0001155	65.78	0.000	.0012176	.0000678	17.96	0.000
_m0	73,908760	3,060775	24.15	0.000	-.2629916	.2210933	-1.19	0.234
_m1	-26,54882	.9243692	-28.72	0.000	-29,38226	2,127318	-13.81	0.000
_m2	23,601420	2,542361	9.28	0.000	10,687260	1,559414	6.85	0.000
_const	127,2865	3,21165	39.63	0.000	14,802920	3,999767	3.70	0.000
Nº de obs = 84235					Nº de obs = 64855			
F(21, 84213) = 667.70					F(21, 64833) = 178.14			
Prob > F = 0.0000					Prob > F = 0.0000			
R^2 = 0.1427					R^2 = 0.0546			
R^2 ajustado= 0.1425					R^2 ajustado = 0.0542			
Root MSE = 15.122					Root MSE = 9.5169			

Fonte: resultados obtidos pelo autor.

Percebe-se agora que, feita a escolha pela entrada no mercado de trabalho, o desestímulo laboral como incentivo adverso das transferências de renda se torna mais visível quando focamos nas jornadas de trabalho, principalmente para os chefes de família, posto que a variável TRF, além de ter sido sempre significativa, afeta negativamente as horas ofertadas pelos chefes de família tanto no setor formal quanto no informal, efeito esse que também se verifica quando consideramos a oferta de horas no setor formal dos indivíduos com idade igual ou superior a 10 anos. Contudo, outro resultado que também chama atenção é o sinal da TRF na regressão sobre as horas ofertadas no setor informal por todos os membros da família, dando a entender que para aqueles que optarem por entrar no

mercado de trabalho informal, as transferências de renda atuam não como um desestímulo e sim como um fator ampliador das horas trabalhadas.

Este último resultado possivelmente está relacionado a um efeito já abordado por Medeiros *et al.* (2007), os quais levantam a hipótese de que como a maior barreira com a qual se defronta um trabalhador autônomo do setor informal, por exemplo, um vendedor ambulante, para expandir seus negócios e envolver nele outros membros de sua família é o acesso a um capital de giro capaz de compor estoques sem prejudicar as despesas familiares, se essa família passar a receber as transferências do governo, esse dinheiro provavelmente teria um efeito similar ao da abertura de uma linha de microcrédito, sem a obrigação do pagamento futuro.

Dessa forma, podemos concluir que a renda proveniente das transferências governamentais parece impactar de duas formas sobre a oferta de horas no mercado de trabalho: no chefe de família, que é, por hipótese, o principal responsável pelo sustento familiar, as transferências atuam reduzindo suas jornadas de trabalho, posto que ao subsidiarem o básico do orçamento familiar as transferências acabam fazendo com que eles não precisem trabalhar tanto para garantir a sobrevivência da família; por outro lado, quando consideramos todos os membros da família com idade igual ou superior a 10 anos, o efeito que parece se sobrepor é o das transferências atuando como uma espécie de microcrédito para aqueles que enveredam na informalidade, aumentando assim suas jornadas de trabalho nesse setor.

Com base nos coeficientes das demais variáveis explicativas, obteve-se, por exemplo, que independentemente da sua posição na família, a idade e a renda de um indivíduo impactam de forma negativa e positiva, respectivamente, sobre as horas ofertadas nos setores formal e informal. Adicionalmente, pôde-se inferir que os moradores de zonas urbanas ou da região Sudeste ofertam comparativamente mais horas de trabalho do que aqueles residentes em zonas rurais ou nas demais regiões do país.

Os coeficientes estimados para a educação e o sexo, sugerem ainda que, em geral, o homem trabalha comparativamente mais horas do que a mulher e que quanto mais anos de estudo tiverem, mais horas ofertarão nos setores formais e informais, posto que em quase todas as regressões essas relações foram verificadas, à exceção da regressão sobre horas¹

para todos os indivíduos com 10 ou mais anos de idade, onde os sinais dos coeficientes foram negativos.

Em consonância com os resultados obtidos para as variáveis indicadoras da composição familiar no MNLM e pelas mesmas razões ali elencadas, obteve-se que em todas as modalidades familiares contendo filhos o chefe de família oferta mais horas de trabalho do que ofertaria se fosse casado e sem filhos, à exceção das mães solteiras com todos os filhos menores de 14 anos, as quais ofertam comparativamente menos. Da mesma forma, ao serem considerados não só os chefes de família, mas todos os indivíduos com 10 ou mais anos de idade, obteve-se que na maioria das vezes essas modalidades familiares fazem com que se oferte menos horas de trabalho do que na modalidade “casal sem filhos”.

Vale ressaltar, por último, que as estimativas de m0, m1 e m2, as quais indicam a existência de variáveis não observáveis que determinam a seleção à cada categoria (0 - não trabalhar, 1- trabalhar no setor informal, 2 – trabalhar no setor formal), foram significativas em ambas as regressões considerando a amostra com todos os indivíduos com idade superior a 10 anos, à exceção de m0 na regressão sobre horas2, enquanto nas regressões contendo apenas os chefes de família somente m2 não apresentou significância estatística, de forma que podemos concluir que a correção do viés de seleção realmente se fazia necessária.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo se propôs a avaliar o impacto das transferências de renda sobre a oferta de trabalho formal e informal dos indivíduos, tanto no âmbito da decisão de entrada no mercado de trabalho quanto na decisão de horas ofertadas.

Para consecução desses objetivos foram adotadas duas estratégias econôméticas, cada qual estimada para duas amostras distintas: uma contendo somente os chefes de família e a outra abrangendo todos os indivíduos com idade superior a 10 anos, ambas construídas a partir dos microdados da PNAD 2006. O primeiro modelo estimado foi um logit multivariado, onde a variável dependente assumia o valor 0 se a pessoa não trabalha, 1 se trabalha no mercado informal, e 2 se trabalha no mercado formal, e dentre as variáveis explicativas incluiu-se a variável transferência de renda familiar (TRF), a partir da qual pretendeu-se verificar o sinal do seu efeito parcial sobre as probabilidades de resposta $P(y = 0)$, $P(y = 1)$ e $P(y = 2)$, e com isso concluir qual a natureza dos efeitos das transferências sobre as decisões de entrada no mercado de trabalho. O segundo modelo propôs-se a estimar, através do coeficiente da mesma variável TRF, o efeito das transferências sobre a jornada de trabalho dos indivíduos, ou seja, sobre as variáveis dependentes horas ofertadas no setor informal e horas ofertadas no setor formal, utilizando-se para tal uma variação do método de Durbin e Mc Fadden (1984) para correção de viés de seleção baseado em modelos logit multinomiais, contida em Bourguignon *et al.* (2004).

Com base nos resultados obtidos para o logit multivariado, pôde-se concluir que, apesar de pequeno, o efeito das transferências sobre a probabilidade do indivíduo não trabalhar, independentemente da sua idade ou posição na família, existe e é positivo, enquanto o efeito sobre a probabilidade de trabalhar formalmente é negativo, porém, este último parece estar mais relacionado a um efeito substituição do que a um desestímulo ao trabalho formal propriamente dito, posto que paralelamente observou-se um efeito positivo sobre a probabilidade de trabalhar no setor informal.

Assim, os resultados sugerem uma provável ampliação, em face da implantação das transferências de renda, dos custos de oportunidade do trabalho e de procurar emprego no

setor formal e que alguns agentes, para não perderem o benefício, acabam optando pelo trabalho informal em detrimento ao formal, como forma de evitar a comprovação de uma renda *per capita* familiar além daquela permitida para elegibilidade nos programas.

Quanto ao efeito positivo que as transferências exercem sobre a probabilidade dos indivíduos não trabalharem, deve-se ressaltar que para alguns grupos específicos de trabalhadores, como aqueles oriundos de famílias extremamente pobres que tendem a intensificar a participação de mulheres, crianças e adolescentes no mercado de trabalho, quase sempre em condições precárias e mal remuneradas, esse efeito redutor da participação no mercado de trabalho nem sempre deve ser visto como um incentivo adverso ou indesejável dos programas.

Todavia, o desestímulo laboral como incentivo adverso das transferências de renda se torna mais visível quando focamos nas jornadas de trabalho, principalmente para os chefes de família, vez que a partir das regressões sobre as horas trabalhadas verificou-se que a variável TRF, além de ter sido sempre significativa, afetava negativamente as horas ofertadas pelos chefes de família tanto no setor formal quanto no informal, efeito esse que também foi verificado quando tomamos a oferta de horas no setor formal de todos os indivíduos com 10 ou mais anos de idade. Contudo, ao considerarmos a jornada de trabalho de todos aqueles engajados no setor informal com idade igual ou superior a 10 anos, obteve-se que as transferências de renda atuam não como um desestímulo e sim como um fator ampliador das horas trabalhadas.

Dessa forma, concluímos que a renda proveniente das transferências governamentais parece impactar de duas formas sobre a oferta de horas no mercado de trabalho: no chefe de família, que é, por hipótese, o principal responsável pelo sustento familiar, as transferências atuam reduzindo suas jornadas de trabalho, posto que ao subsidiarem o básico do orçamento familiar as transferências acabam fazendo que com que eles não precisem trabalhar tanto para garantir a sobrevivência da família; por outro lado, quando consideramos todos os membros da família com idade igual ou superior a 10 anos, o efeito que parece se sobrepor é o das transferências atuando como uma espécie de microcrédito para aqueles que enveredam na informalidade, aumentando assim suas jornadas de trabalho nesse setor.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMEMIYA, T. Regression and ordered categorical variables. *Journal of the Royal Statistical Society Series, B* **46**: 1-30, 1981.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.H.G.; LEITE, P,G. *Ex ante evaluation of conditional cash transfers programs: the case of bolsa escola..* The Willian Davidson Institute, University of Michigan, 2002 (Working Paper, n. 516). Disponível em: “<http://www.wdi.umich.edu/files/Publications/WorkingPapers/wp516.pdf>” Último acesso em: 15/03/2010.

BOURGUIGNON, F; FOURNIER, M.; GURGAND, M. *Selection bias corrections based on the the multinomial logit model: Monte-Carlo compararisons.* Delta, 2004 (Working Paper, n. 2004-20). Disponível em: “<http://www.delta.ens.fr/abstracts/wp200420.pdf>”. Último acesso em: 15/03/2010.

CARDOSO, E.; SOUZA, A.P. *The impact of income transfers on child labor and school attendance in Brazil.* Vanderbilt University, 2004 (Working Paper, n. 04-W07). Disponível em: “<http://www.vanderbilt.edu/Econ/wparchive/workpaper/vu04-w07.pdf>”. Último acesso em: 15/03/2010.

CAVALCANTI, T.; CORRÊA, M. *Income transfers and labor market.* IV Encontro CAEN-EPGE de Políticas Públicas e Crescimento Econômico, Jun.2009. Disponível em: “<http://www.virtualbib.fgv.br/ocs/sbe/ebe09/paper/view/937/329>” . Último acesso em: 15/03/2010.

CHENG, S.; LONG, J.S. Testing for IIA in the multinomial logit model. *Sociological Methods & Research*, **35** (4): 583-600 (2007).

CORSEUIL, C.H.; FOGUEL, M.N. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE.* Rio de Janeiro: IPEA, 2002 (Texto para discussão, n. 897). Disponível em: “http://www.ipea.gov.br/pub/bcmt/mt_019m.pdf” . Último acesso em: 15/03/2010.

DANZIGER, S.; HAVEMAN, R.; PLOTNICK, R. How income transfers programs affect work, savings, and the income distribution: a critical review. *Journal of Economic Literature*, 19: 975-1028, 1981.

FERNANDES, R.; PAZELLO, E.T. Avaliação das políticas sociais: incentivos adversos, focalização e impacto. In: LISBOA, M.; MENEZES-FILHO. N.A. *Microeconomia e Sociedade no Brazil*. Rio de Janeiro, 2001.

FERRO, A.R.; KASSOUF, A.L. Avaliação do impacto do programa bolsa-escola sobre o trabalho infantil no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. 35(3): 417-444, 2005.

FREESE, J.; LONG. J.S. *Regression models for categorical dependent variables using stata*. 2^a ed. Texas: Stata Press Publications, 2006.

GREEN, W. *Econometric analysis*. 5^a ed. New Jersey: Prentice Hall, 2006.

HECKMAN, J. The Common Structure of Statistical Models of Truncations, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. In: *Annals of Economic and Social Measurement*, 5: 475-492, 1976.

HOFFMAN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, 8 (1): p.55-81, jun.2006.

SOARES, F.V.; SOARES, S; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R.G. *Programas de transferências de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade e pobreza*. Brasília: IPEA, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.228). Disponível em:
[“http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A156.pdf”](http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A156.pdf). Último acesso em: 15/03/2010.

MCFADDEN, D. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: ZAREMBKA, P. (ed.). *Frontiers of Econometrics*. New York: Academic Press, 1973. Pp 105-142.

MEDEIROS, M; SOARES, F; BRITTO, T. *Programas focalizados de transferência de renda no Brazil: contribuições para o debate*. Brasília: IPEA, 2007. (Texto para discussão,

n. 1283). Disponível em: “http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1283.pdf”
Último acesso em: 15/03/2010.

TAVARES, P.A. Efeito do programa bolsa família sobre a oferta de trabalho das mães. In: *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia. ANPEC, 2008*. Disponível em: “<http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807211028050-.pdf>”. Último acesso em: 15/03/2010.

WOOLDRIGDE, J.M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2002.

APÊNDICE

Tabela 6: Logit Multinomial estimado para amostra contendo somente os chefes de família

Ocup	Variáveis	Coef.	D. Padrão	z	P> z	[95% Intervalo Conf.]
1	rendper	.0004151	.0000317	13.08	0.000	.0003529 .0004773
	TRF	-.0033213	.0001816	-18.29	0.000	-.0036773 -.0029654
	Dsexo	1.347695	.0278248	48.44	0.000	1.293159 1.402231
	Dregião2	.3968539	.0272769	14.55	0.000	.3433921 .4503157
	Dregião3	.1977523	.022273	8.88	0.000	.1540979 .2414066
	Dregião4	.149135	.0265155	5.62	0.000	.0971656 .2011044
	Dregião5	.2741796	.03013	9.10	0.000	.215126 .3332333
	Dzurbana	-.9095947	.0241787	-37.62	0.000	-.956984 -.8622053
	Dfamil2	.3292542	.0323231	10.19	0.000	.265902 .3926063
	Dfamil3	.3670552	.0278286	13.19	0.000	.3125122 .4215983
	Dfamil4	.867297	.0390763	22.19	0.000	.7907089 .9438852
	Dfamil5	-.3491214	.0470647	-7.42	0.000	-.4413665 -.2568763
	Dfamil6	.4690655	.0403142	11.64	0.000	.3900511 .54808
	Dfamil7	.9093469	.0583274	15.59	0.000	.7950273 1.023667
	Dfamil8	.1053321	.0301712	3.49	0.000	.0461977 .1644666
	Draça	.0395788	.0177496	2.23	0.026	.0047901 .0743675
	idade	-.0621334	.0007849	-79.16	0.000	-.0636717 -.060595
	educ	-.0210105	.0026941	-7.80	0.000	-.0262909 -.0157301
	_cons	2.77666	.0634255	43.78	0.000	2.652348 2.900972
2	rendper	.0004944	.0000344	14.38	0.000	.000427 .0005618
	TRF	-.010276	.0004	-25.69	0.000	-.01106 -.009492
	Dsexo	1.558907	.0319388	48.81	0.000	1.496308 1.621506
	Dregião2	-.3718661	.0314093	-11.84	0.000	-.4334273 -.3103049
	Dregião3	-.3777487	.0250279	-15.09	0.000	-.4268025 -.3286949
	Dregião4	.0334073	.0280069	1.19	0.233	-.0214851 .0882998
	Dregião5	.0452681	.0324925	1.39	0.164	-.018416 .1089523
	Dzurbana	-.1538364	.030583	-5.03	0.000	-.2137779 -.0938949
	Dfamil2	.5725913	.0349957	16.36	0.000	.504001 .6411816
	Dfamil3	.5627007	.0324566	17.34	0.000	.4990869 .6263145
	Dfamil4	1.252927	.0428113	29.27	0.000	1.169018 1.336835
	Dfamil5	-.5884434	.0528973	-11.12	0.000	-.6921201 -.4847666
	Dfamil6	.9165045	.0468417	19.57	0.000	.8246964 1.008313
	Dfamil7	1.080227	.0665259	16.24	0.000	.9498388 1.210615
	Dfamil8	.039338	.0352447	1.12	0.264	-.0297404 .1084164
	Draça	.0480055	.0199994	2.40	0.016	.0088074 .0872036
	idade	-.0824554	.0009005	-91.57	0.000	-.0842203 -.0806905
	educ	.1012594	.0030118	33.62	0.000	.0953563 .1071624
	_cons	1.935952	.0713463	27.13	0.000	1.796115 2.075788

(Ocup==0 é o resultado base)

Número de obs. = 111714
Wald chi2(38) = 33174.84
Prob > chi2 = 0.0000
Pseudo R2 = 0.1953
Log verossimilhança = -98088.76

Fonte: Resultados obtidos pelo autor

Tabela 7: Logit Multinomial estimado para amostra contendo todos os indivíduos com 10 anos ou mais.

Ocup	Variáveis	Coef.	D. Padrão	z	P> z	[95% Intervalo Conf.]
1						
	rendper	-.0002206	.0000145	-15.18	0.000	-.0002491 -.0001922
	TRF	-.0017728	.0000886	-20.01	0.000	-.0019465 -.0015991
	Dsexo	1.106157	.0094135	117.51	0.000	1.087707 1.124607
	Dregião2	.2495599	.0145153	17.19	0.000	.2211104 .2780094
	Dregião3	.2011505	.0123339	16.31	0.000	.1769764 .2253246
	Dregião4	.1100973	.0152038	7.24	0.000	.0802985 .1398961
	Dregião5	.154217	.0164173	9.39	0.000	.1220396 .1863944
	Dzurbana	-.6196049	.0119609	-51.80	0.000	-.6430478 -.5961619
	Dfamil2	.3457682	.0170897	20.23	0.000	.3122731 .3792634
	Dfamil3	.0017222	.0166251	0.10	0.917	-.0308624 .0343069
	Dfamil4	-.0442614	.0183555	-2.41	0.016	-.0802376 -.0082853
	Dfamil5	.3884665	.0272417	14.26	0.000	.3350737 .4418593
	Dfamil6	.0155389	.0200014	0.78	0.437	-.0236631 .054741
	Dfamil7	.059155	.0299154	1.98	0.048	.0005219 .1177881
	Dfamil8	-.0167294	.0195454	-0.86	0.392	-.0550377 .0215789
	Draça	.1269965	.0097446	13.03	0.000	.1078973 .1460956
	idade	.0198274	.0002853	69.51	0.000	.0192683 .0203865
	educ	.1050272	.0014254	73.68	0.000	.1022334 .1078209
	_cons	-2.062678	.0260383	-79.22	0.000	-2.113713 -2.011644
2						
	rendper	-.0001782	.0000113	-15.79	0.000	-.0002003 -.0001561
	TRF	-.0088582	.0002973	-29.79	0.000	-.0094409 -.0082755
	Dsexo	1.305309	.0108226	120.61	0.000	1.284097 1.326521
	Dregião2	-.445092	.0175113	-25.42	0.000	-.4794135 -.4107706
	Dregião3	-.3574325	.0142223	-25.13	0.000	-.3853076 -.3295573
	Dregião4	.1089227	.0156543	6.96	0.000	.078241 .1396045
	Dregião5	-.0376541	.017731	-2.12	0.034	-.0724062 -.002902
	Dzurbana	.0606752	.018108	3.35	0.001	.0251842 .0961663
	Dfamil2	.5467829	.0190775	28.66	0.000	.5093917 .5841742
	Dfamil3	-.1349911	.0191053	-7.07	0.000	-.1724369 -.0975453
	Dfamil4	-.0893693	.0215963	-4.14	0.000	-.1316973 -.0470413
	Dfamil5	.3016711	.0309677	9.74	0.000	.2409755 .3623667
	Dfamil6	-.0426947	.0226959	-1.88	0.060	-.0871779 .0017885
	Dfamil7	-.16794	.0375525	-4.47	0.000	-.2415415 -.0943385
	Dfamil8	-.1192246	.0225379	-5.29	0.000	-.1633981 -.075051
	Draça	.1038879	.0113163	9.18	0.000	.0817084 .1260673
	idade	.0197686	.0003206	61.65	0.000	.0191401 .020397
	educ	.2611311	.0017474	149.44	0.000	.2577063 .2645559
	_cons	-3.841646	.0325733	-117.94	0.000	-3.905489 -3.777804

(Ocup==0 é o resultado base)

Número de obs. = 296454
 Wald chi2(38) = 52147.55
 Prob > chi2 = 0.0000
 Pseudo R2 = 0.1113
 Log verossimilhança = -273334.46

Fonte: Resultados obtidos pelo autor