

Restrições de crédito no Brasil: influências nas decisões familiares no período 1992-2008

Isabela Brandão Furtado
FVG-EESP

Flávia Chein
CEDEPLAR-UFMG e UFJF

Resumo

Este artigo analisa as restrições de crédito frequentemente relacionadas na literatura às escolhas ótimas dos indivíduos e ao nível de desenvolvimento dos países. Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios para o período de 1992 a 2008, fazemos uma análise empírica sobre o efeito das restrições de crédito no Brasil na escolha ocupacional do chefe de família. Encontramos resultados que apontam para a existência do racionamento de crédito no Brasil, e, além disso, para uma redução dessas restrições em anos recentes. Não encontramos indícios de que o grau da restrição de crédito varie de acordo com a renda.

Palavras-chave: racionamento de crédito; escolha ocupacional e desenvolvimento.

Classificação JEL: D12; J00; J10; O12; O16

Classificação ANPEC: Economia Social e Demografia Econômica

Abstract

This paper analyses the credit constraints frequently related in the literature to agent's optimum choices and the level of development of countries. Using data from the National Surveys of Households (PNAD) for the period from 1992 to 2008 we make an empirical analysis to show the effects of credit constraints in the occupational choice of heads. We find evidences indicating the existence of credit constraints and, furthermore, our results point to a reduction of this constrains in recent years. However, we didn't find evidences that the degree of the credit rationing varies with household's income.

Keywords: credit constraint; occupational choice; development economics.

Classificação JEL: D12; J00; J10; O12; O16

Restrições de crédito no Brasil: influências nas decisões familiares no período 1992-2008

1. Introdução

A importância do crédito e do sistema financeiro para a economia tem sido constantemente destacada seja em termos macro ou micro econômico. Schumpeter (1911) já apontava a importância do crédito ao tratá-lo como elemento fundamental para a ruptura do “fluxo circular” o que provocaria o desenvolvimento econômico. Os trabalhos de Goldsmith (1969), McKinnon (1973) e Shaw (1973) foram pioneiros em apontar para a existência de uma relação entre a estrutura financeira de um país e o seu crescimento de longo-prazo, destacando que países menos desenvolvidos apresentam sistemas financeiros limitados.

As imperfeições no mercado de crédito, no entanto, apenas passaram a ter maior importância após o trabalho de Stiglitz e Weiss (1981). Eles foram os primeiros a formalizar um modelo para tais imperfeições. Em um mercado com informação imperfeita, os bancos escolhem o montante de recursos que irão emprestar de forma a maximizar os lucros, e não ultrapassam esse teto mesmo diante de um aumento das exigências, seja da taxa de juros ou do valor do colateral, já que isso aumentaria o risco do portfólio, podendo reduzir os lucros. Mas, se as restrições de crédito passaram a ser um tema relevante, a sua medição tem se revelado difícil já que está relacionada a fatores não observados (LETH-PETERSEN, 2010).

Uma vasta literatura começou, então, a surgir no ímpeto de melhor explicar as relações existentes entre o mercado de crédito, mais especificamente as suas imperfeições, e o nível de desenvolvimento dos países. Em grande parte esses trabalhos relacionam as decisões individuais, especialmente as de investimento (em capital físico e humano), e as escolhas ocupacionais, às restrições de crédito que o agente enfrenta. Como exemplo, tem-se que aquelas pessoas mais habilidosas nem sempre conseguem iniciar o próprio negócio porque não conseguem os recursos necessários para tal. Assim, uma vez que o mercado não é perfeito, apenas os indivíduos mais ricos conseguem financiamento para se tornarem empreendedores, e os mais pobres irão tornar-se empregados assalariados. (EVANS E JOVANOVIC, 1989; BANANERJE E NEWMAN, 1993; LLOYD-ELLIS E BERNHARDT, 2000)

Partindo do pressuposto que as imperfeições do mercado de crédito não permitem que indivíduos com baixa riqueza consigam empréstimos para se tornarem empregadores, Banerjee e Newman (1993) recorrem à distribuição inicial da riqueza para explicar as diferenças de nível de desenvolvimento e crescimento econômico dos países. Galor e Zeira (1993) destacam que, na presença de mercados de crédito imperfeitos e indivisibilidades do investimento em capital humano, a distribuição inicial da renda também afeta o produto agregado tanto no curto quanto no longo prazo, sendo que as diferenças no acúmulo de capital humano determinam trajetórias diferenciadas de desenvolvimento das economias. Já, para Lloyd-Ellis e Bernhardt (2000), a distribuição inicial da riqueza determina apenas em um primeiro momento a escolha ocupacional dos agentes uma vez que, com o crescimento econômico, surgem rendimentos decrescentes de escala permitindo que indivíduos mais habilidosos, e, por isso mais eficientes, tornem-se empregadores, o que reduz o papel das restrições de crédito para determinação da estrutura ocupacional. O modelo de escolha ocupacional utilizado por Evans e Jovanovic (1989) considera a intensidade da restrição de liquidez como um parâmetro a ser estimado. Os autores encontram resultados favoráveis a hipótese de que as restrições de crédito afetam as decisões de mercado de trabalho. Usando dados para os Estados Unidos nos anos de 1976 e 1978, Evans e Jovanovic (1989) estimam que o valor máximo do empréstimo que um indivíduo pode pegar para iniciar o próprio

negócio está restrito a 1,5 vezes do valor de seus ativos. As restrições de crédito impedem ainda 1,3% da população de ser um empregador.

Em Leth-Petersen (2010), examina-se a importância da restrição do crédito para crescimento econômico da Dinamarca e seus efeitos sobre os gastos em consumo. Em 1992, uma reforma introduzida no país permitiu a utilização das casas (a própria moradia) como garantia de empréstimos, o que, melhorando a disponibilidade de colaterais, forçou um aumento da oferta do crédito. O estudo indica que a reforma afetou majoritariamente os jovens e que houve um aumento do bem-estar provocado pelo alargamento das possibilidades de consumo. Porém, considerando o agregado, o aumento do consumo e da dívida não foram significativos, e não afetaram as taxas de crescimento econômico. Já Townsend e Ueda (2009) estimam os ganhos no bem-estar da Tailândia promovidos pela liberalização financeira da metade da década de 80. O resultado é que, se a liberalização tem efeitos pequenos ou não significativos sobre o crescimento econômico, os efeitos sobre o bem-estar são consideráveis. O interessante é que esses ganhos variam de acordo com a riqueza, ou seja, são ganhos heterogêneos. O impacto no consumo permanente varia de um crescimento de 0,5% a 28%, enquanto os impactos no crescimento econômico são dúbios variando de -0,3% a 0,7% (anuais).

A literatura sobre armadilha da pobreza sugere ainda que muitos indivíduos permanecem pobres não por possuírem habilidades inferiores aos que tem maior renda, mas sim porque não têm acesso ao crédito que permita a passagem para uma trajetória de acumulação contínua de ativos. Caso o indivíduo de baixa renda tivesse acesso ao crédito barato, ele poderia se tornar um empreendedor, ou se proteger de um momento adverso como uma crise econômica. No primeiro caso, o indivíduo pode melhorar a sua situação sendo um trabalhador por conta própria, e no segundo, o acesso ao crédito e a seguros protegem o indivíduo da perda de ativos em momentos de contração econômica. O racionamento do crédito pode, no entanto, excluir esses tomadores de empréstimos do mercado, dificultando a ascensão para uma situação melhor e o indivíduo fica, então, “preso” na chamada armadilha da pobreza (CARTER E MAY, 1999; CARTER E BARRETT, 2006).

No que se refere ao crédito rural, Rui e Xi (2010) destacam sua extrema importância para o aumento da renda dos habitantes do campo, redução da pobreza e para uma distribuição mais equitativa da renda. Analisando os efeitos sobre o bem-estar dos chineses, a restrição ao crédito apresenta um impacto negativo sobre a renda e o gasto com consumo dos indivíduos. A perda calculada na renda líquida é de 11,9% e a perda para o gasto em consumo é de 15,1%, sendo que estima-se que cerca de 71% dos chineses enfrentam restrições de crédito.

Tendo em vista que a disponibilidade de crédito afeta as escolhas dos indivíduos e o nível de desenvolvimento e crescimento econômico dos países, faz-se necessário verificar se as restrições de crédito são ativas no Brasil. O estudo de Assunção e Alves (2007), referente ao período de 1981 a 2001, aponta para a existência de restrições de crédito que afetam decisões das famílias brasileiras sobre a escolha do chefe ser um empregador, sobre a escolaridade dos filhos e sobre o trabalho infantil. Analisando o período de 1991 a 2001, Assunção e Chein (2007) indicam que existem imperfeições no mercado de crédito no Brasil rural que afetam as escolhas das famílias quanto ao empreendedorismo do chefe e quanto à educação dos filhos, mais do que isso, os autores identificaram um aumento das restrições entre 1991 e 2000 sobre as decisões de educação dos filhos.

Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios para o período de 1992 a 2008, o presente trabalho pretende dar continuidade a investigação acerca das restrições de crédito no Brasil. Particularmente, tratamos da decisão do chefe de família se tornar um empregador. Mais do que simplesmente identificar se as restrições são ativas, é preciso verificar se a recente expansão do crédito ao setor privado reduziu as imperfeições do

mercado, abrindo caminho para melhor alocação do capital e para um nível mais alto de desenvolvimento.

Em 1992, as operações de crédito ao setor privado correspondiam a cerca de 19% do PIB, no ano de 1995, essa proporção atingiu 31%, mas declinou nos anos seguintes e, em 2002, voltou a apresentar crescimento, atingindo 38% em 2008. Observamos assim um aumento da relação entre operações de crédito ao setor privado e PIB de 19 pontos percentuais ao longo do período analisado, segundo dados disponíveis no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

Segundo Soares (2001) o fortalecimento do crédito após a adoção do Plano Real seria uma estratégia dos bancos para recuperar os ganhos perdidos com a renda inflacionária, também chamada de “float”. Esses ganhos eram causados pela i) perda do valor real dos depósitos a vista, ii) pela correção dos depósitos bancários em valores abaixo da inflação. Nos anos 90, a receita inflacionária dos bancos era de cerca de 4% do PIB, reduzindo-se para 2% do PIB, em 1994, e chegando a valores inexpressivos em 1995, segundo Barros e Almeida Júnior (1997). Acreditava-se, a priori, que os bancos iriam compensar a perda de ganhos inflacionários com o corte de despesa com pessoal e com o fechamento de agências, mas o que se observou, na prática, foi o aumento do crédito, sobretudo daquele direcionado para o setor privado. Os bancos também aumentaram o *spread* dos empréstimos à pessoa física e passaram a cobrar taxas por diversos serviços.

Analisando o mercado de crédito brasileiro no período de 2004 a 2006, Araujo e Funchal (2006) destacam que há pouca proteção aos emprestadores no Brasil, o que contribui para o aumento do *spread* e para a limitação da oferta de crédito. Mas, algumas reformas feitas ao longo da década de 2000 têm auxiliado na redução das incertezas, permitindo uma tendência de expansão do crédito. Em 2003, o Congresso Nacional aprovou o débito em folha de pagamento para empréstimos pessoais. Na realidade, antes de 2003 apenas funcionários públicos e aposentados ou pensionistas do INSS podiam utilizar essa modalidade de crédito e, em 2003, ela foi estendida para trabalhadores do setor privado, o que permitiu maior segurança nas operações, já que o débito em folha de pagamento é uma forma de se utilizar a renda futura como colateral. Uma estimativa do efeito dessa mudança na legislação sobre o volume do crédito pessoal e sobre a taxa de juros indica que houve um crescimento de 42% de novos empréstimos e uma redução de 10,3% na taxa e juros. (COELHO E FUNCHAL, 2006)

Entre 2004 e 2006, com o objetivo de ampliar o crédito imobiliário, várias medidas foram tomadas pelo Governo Federal visando melhorar a proteção dos emprestadores. A *lei de alienação fiduciária* para bens e imóveis permitiu que os imóveis financiados permanecessem como posse dos credores até a quitação da dívida, o que contornou dificuldades judiciais frequentemente encontradas pelos emprestadores em tomar o imóvel do comprador em caso de inadimplência. A *lei do patrimônio de afetação* de agosto de 2004 regulamentou a separação dos ativos das firmas de construção civil dos ativos dos futuros donos dos imóveis construídos. Já a *lei do incontroverso* estabelece que, em caso de questionamento por parte do comprador da taxa de juros ou de outras cobranças, este não pode interromper o pagamento durante o litígio. Em 2006, o débito em folha de pagamento foi estendido para os empréstimos para compra da casa própria. Em conjunto, todas essas medidas resultaram no aumento das operações de crédito imobiliário.

Tendo em vista este cenário de expansão do crédito, resta saber se esse aumento da oferta de empréstimos significou, de fato, um real afrouxamento das restrições de crédito. Por isso, pretendemos avaliar como a restrição de crédito que afeta a decisão do chefe de família ser um empregador variou ao longo do período de análise. Queremos também verificar se as restrições de crédito no Brasil são mais fortes para indivíduos de baixa renda como sugere Banerjee e Newman (1993), Galor e Zeira (1993), Aghion e Bolton (1997) e a literatura da

armadilha de pobreza. (CARTER E MAY, 1999; ADATO *ET AL.*; 2006 e CARTER E BARRETT, 2006). Os resultados apontam para a existência de restrições de crédito que afetam a decisão do chefe de família ser um empregador. Encontramos também indícios de que o racionamento de crédito tem se reduzido ao longo do período considerado, especialmente nos anos 2000. Os resultados não sugerem, no entanto, que exista uma diferenciação da restrição de crédito entre os níveis de renda.

O artigo está dividido em quatro sessões incluindo esta introdução. Na próxima sessão apresentamos a base de dados utilizada bem como a metodologia e os modelos que serão estimados. A seguir apresentamos uma breve análise descritiva dos dados e os resultados dos modelos. Na quarta e última sessão são feitas algumas considerações finais.

2. Base de dados e Metodologia

2.1- Base de dados

Com o objetivo de verificar se a restrição de crédito é um fator relevante para a tomada de decisões familiares no Brasil, serão estimados modelos em que a probabilidade do chefe de família ser um empregador é explicada por controles de características individuais e por um indicador de riqueza. Caso a riqueza seja um fator relevante para a tomada dessa decisão teremos indícios de que a restrição de crédito é ativa, e que, mais do que isso, afeta as decisões familiares.

Serão usados dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) do IBGE para os anos de 1992 a 2008. A primeira edição desta pesquisa ocorreu em 1967 com uma abrangência limitada, e desde 1981 a PNAD cobre todo o país, com exceção da região rural do Norte e, em 2004, passou a cobrir essas áreas rurais atingindo, então, abrangência nacional. A pesquisa ocorre anualmente, exceto em anos de Censo e em 1994, por razões técnicas, também não ocorreu. Assim, o período de análise cobre os anos de 1992 a 2008 com exceção dos anos de 1994 e 2000. Uma vasta gama de informações socioeconômicas como condições domiciliares, de vida e de mercado de trabalho é recolhida, sendo possível desagregar os dados no máximo para as regiões metropolitanas. Variáveis sobre condições dos domicílios, posse de bens duráveis, acesso a serviços urbanos serão usadas para a construção do índice de riqueza, enquanto que as variáveis de mercado de trabalho e características individuais serão incluídas nos modelos empíricos como controles.

2.2- Modelo teórico

Será utilizada aqui a abordagem teórica de Evans e Jovanovic (1989) e para fins de análise empírica a metodologia adotada por Assunção e Alves (2007) e Assunção e Chein (2007). Dado a dificuldade para obtenção de dados confiáveis quanto a aquisição de crédito pelas famílias, Assunção e Alves (2007) e Assunção e Chein (2007) utilizam uma forma indireta de medição da restrição ao crédito. Em grande parte a dificuldade de se observar o crédito advém da multiplicidade de formas que este pode assumir: desde vendas a fiado e mercado informal até cheques pré-datados, parcelamentos em cartões de crédito e empréstimos em bancos e financeiras. Além disso, mesmo conhecendo a fonte do recurso, é difícil inferir sobre os motivos que levaram à busca por aquele crédito específico, já que, por exemplo, o crédito para a compra da geladeira pode ser antes uma forma de liberar recursos para a compra de material escolar.

Vamos supor um modelo bastante simples de decisão individual como em Evans e Jovanovic (1989), seguindo a abordagem de Assunção e Alves (2007) e Assunção e Chein (2007). Considere um indivíduo representativo para a família descrito por (θ, a) , no qual θ representa as características individuais e a a riqueza inicial. Este indivíduo se depara com uma escolha $e \in \mathfrak{R}$, de custo descrito por $C(e, \theta)$, sendo que $C_e > 0$, $C_{ee} > 0$ e $C_\theta > 0$ e utilidade representada por $u(e, \theta)$ com $u_e > 0$ e $u_{ee} < 0$. Na ausência de um mercado de crédito qualquer investimento feito pela família deverá utilizar recursos próprios. No entanto, na presença de um mercado imperfeito a escolha e será uma função crescente $M(a)$ da riqueza da família. Assim a decisão da família (θ, a) é dada pelo seguinte problema:

$$U(\theta, a) \equiv \max_e u(e, \theta) \quad s.a. \quad C(e, \theta) \leq M(a), \quad (1)$$

Sendo as condições de primeira ordem dadas por:

$$u_e(e^*, \theta) = \lambda^* C_e(e^*, \theta) \quad (2)$$

$$\lambda^* [C(e, \theta) - M(a)] \leq 0 \quad e \quad \lambda^* \geq 0 \quad (3)$$

Onde λ^* é o multiplicador de Lagrange associado à restrição de crédito. Manipulando-se (2) e (3) haverá duas escolhas ótimas possíveis para e :

$$e^*(\theta, a) = \begin{cases} f(\theta), & se \quad \lambda^* = 0, \\ g(\theta, a), & se \quad \lambda^* > 0. \end{cases} \quad (4)$$

Quando $\lambda^* = 0$ a restrição de crédito não é ativa, assim a riqueza não participa de $f(\theta)$, ou seja, não afeta a escolha e . Se, no entanto, $\lambda^* > 0$ a riqueza, expressa por $M(a)$, é um fator considerado na escolha $e^*(\theta, a)$ indicando uma situação de racionamento. Neste caso, a família escolhe o maior e que pode financiar com os recursos disponíveis. Diferenciando (4) em relação a a e substituindo em (2) temos:

$$\frac{d}{da} e^*(\theta, a) = \frac{\lambda^*}{u_e(e^*(\theta, a), \theta)} M'(a) > 0 \quad (5)$$

De (5) decorre que quanto maior o valor de λ^* , maior é o efeito da riqueza sobre a escolha ótima. A análise empírica baseia-se em uma aproximação linear da equação (4) considerando as escolhas relacionadas ao mercado de trabalho. Como algumas características da família não são observadas, será considerada a seguinte especificação, que sob as hipóteses usuais pode ser estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$e^*(\theta_i, a_i) = e^*(\beta' X_i + \varepsilon_i, a_i) = \alpha a_i + \beta' X_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

Onde ε_i são os fatores não observados e o parâmetro α reflete a restrição de crédito, sendo que para $\alpha=0$ a restrição não é ativa.

A estimação proposta apresenta um problema de simultaneidade com o parâmetro α , isso porque tanto a riqueza afeta algumas decisões, como uma vez que as decisões são tomadas a trajetória de acumulação é alterada. Um exemplo seria que a riqueza afeta, sim, a possibilidade do chefe da família abrir o próprio negócio, mas uma vez que esse negócio existe, a trajetória de acumulação de bens será alterada. Na tentativa de se reduzir esse problema, seguindo a abordagem de Assunção e Alves (2007) será considerado apenas as famílias cujos chefes tenham entre 20 e 29 anos (inclusive), já que se acredita que o estoque de riqueza dos jovens é o mais exógeno possível, pois está fortemente relacionado com a sua capacidade de obtenção de financiamento.

A variável de riqueza é, também, em alguma medida problemática, por ser de difícil observação. É desejável obtê-la não como uma relação da renda recebida, mas sim como o

estoque de riqueza possuído por cada família. Para contornar esse problema Assunção e Alves (2007) e Assunção e Chein (2007) propõe a construção de um índice de riqueza baseado na análise de componentes principais, abordagem que será seguida neste trabalho, como apresentado na sequência.

2.3- Índice de riqueza - análise de componentes principais

A análise de componentes principais é um método que busca explicar a variância-covariância dos dados através de uma combinação linear das variáveis. As variáveis escolhidas para a construção do índice de riqueza baseiam-se nas que foram propostas em Assunção e Alves (2007), mas restringimos o conjunto de análise àqueles referentes a estoque. Após a construção da matriz de correlação dos dados, tomamos a combinação linear com maior poder explicativo como o indicador de riqueza, neste caso, o primeiro componente que explica 27,1% da variância dos dados foi selecionado para ser o indicador e, portanto, a *proxy* para riqueza do chefe de família. A tabela 1 apresenta uma listagem completa das variáveis utilizadas bem como o seu respectivo peso no componente considerado. Como é possível observar, as variáveis de acesso a infra-estrutura e de posse de alguns bens como geladeira e TV apresentam maior peso no componente.

Tabela 1- Pesos das variáveis no componente 1*

Variável	Peso
Tem água canalizada em, pelo menos, um cômodo?	0,3294
Possui banheiro ou sanitário no domicílio ou na propriedade?	0,3149
Esse banheiro é de uso exclusivo do domicílio?	0,3134
Este domicílio tem geladeira?	0,3041
Água proveniente de rede geral de distribuição?	0,3018
O lixo é coletado?	0,2919
Possui televisão?	0,2811
Tem iluminação elétrica?	0,2700
Possui telefone?	0,2236
Escoadouro do banheiro é feito através de uma rede coletora de esgoto?	0,2117
O domicílio possui máquina de lavar?	0,1969
Número de cômodos no domicílio	0,1689
Paredes externas predominantemente de alvenaria?	0,1606
O domicílio possui rádio?	0,1441
Telhado predominantemente de telha ou laje de concreto?	0,1231
Tem fogão?	0,1161
E freezer?	0,1137
Este domicílio tem algum tipo de filtro de água?	0,1128
O terreno do domicílio é próprio?	0,0679
Número de dormitórios no domicílio	0,0634
Este domicílio é próprio (já pago ou ainda pagando)?	0,0425

Fonte: elaboração própria

*Resultados levam em consideração o desenho amostral da PNAD, com correção das estatísticas pontuais e do erro padrão

2.4- Os modelos estimados

A estimação da atuação da restrição ao crédito sobre a probabilidade do chefe de família ser um empregador se dará em três etapas. Primeiramente, será estimado o efeito agregado da restrição de crédito, e para isso usaremos um MQO agrupado (probabilidade linear), onde cada uma das observações é identificada por um par i e t . Cabe ressaltar que com a PNAD não é possível ter um painel de indivíduos. No modelo abaixo a escolha ótima e^* será a opção do indivíduo de ser ou não um empregador. O índice construído a partir da análise de componentes principais será considerado como *proxy* da riqueza a . O modelo empilhado será:

$$e^* = \alpha a_{it} + \beta' X_{it} + \gamma Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

Em que o vetor X_i é composto por características individuais e o vetor Z_i é composto por variáveis que identificam fatores concernentes a região de moradia do indivíduo. A tabela 2 lista as variáveis que compõem os vetores X_i e Z_i . Variáveis *dummies* para os anos também serão incluídas com o objetivo de se avaliar como a probabilidade de ser um empregador variou ao longo do tempo. A fim de se verificar a robustez dos resultados a especificação *probit* também será utilizada.

A segunda etapa da estimação consiste em uma análise longitudinal da restrição de crédito. Pretende-se avaliar como o racionamento variou ao longo dos anos. Para tanto, incorpora-se uma variável de interação entre as *dummies* de tempo e a *proxy* de riqueza :

$$e^* = \alpha a_{it} d_t + \beta' X_{it} + \gamma Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

Em que d_t representa *dummies* para cada um dos anos considerados. O resultado da interação permite avaliar como a restrição variou em relação ao ano base - que será considerado como 1992. Essa etapa também usará a especificação de MQO (probabilidade linear) e não utilizará a especificação *probit* devido a impossibilidade de interpretação direta do coeficiente de interação.

Por fim, vamos considerar a variação da restrição de crédito para os diversos décimos de renda. É possível que os indivíduos que se encontram entre os décimos mais baixos de renda sofram restrições de crédito de forma mais acentuada, ou seja, os diferentes níveis de renda podem estar expostos a diferentes graus de restrição como sugere Banerjee e Newman (1993), Galor e Zeira (1993), Aghion e Bolton (1997), Carter e May (1999), Adato et al. (2006). O modelo será especificado como:

$$e^* = \alpha a_{it} q_{it} + \beta' X_{it} + \gamma Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

Onde q_{it} é a *dummy* que identifica o décimo da distribuição de renda. A estimação, mais uma vez, será feita por mínimos quadrados ordinários, com base no modelo de probabilidade linear.

As variáveis de região e de área rural ou urbana não serão incluídas simultaneamente uma vez que a PNAD, até 2003, cobria apenas as áreas urbanas do Norte. Assim, para anos anteriores a 2003 todos os residentes na região Norte estavam localizados na área urbana.

A variável de renda familiar será incluída ao final das três etapas de estimação com o propósito de capturar efeitos não observados da riqueza que estão relacionados com a renda. Se, por um lado, essa estratégia pode comprometer os resultados devido a um alto grau de correlação entre riqueza e renda, por outro lado, o coeficiente da riqueza estima o efeito *ceteris paribus* desta, ou seja, o efeito que não é correlacionado com a renda, e caso a correlação entre essas duas variáveis seja muito forte, o parâmetro de interesse não será identificado (Assunção e Alves, 2007).

Tabela 2- Variáveis utilizadas nos modelos*

Vetor <i>Xit</i>	Observações	Média	Desvio		
			Padrão	Mínimo	Máximo
Sexo	206810	0,8175233	0,3862378	0	1
Raça	206792	0,4616861	0,4985311	0	1
Idade	206810	2,559,824	2,599,464	20	29
Idade2	206810	6,620,271	1,302,878	400	841
Anos de estudo	206810	8,173,454	4,031,502	1	17
Serviços e Comércio	206810	0,4944103	0,49997	0	1
Agrícola	206810	0,1404768	0,3474818	0	1
Número de membros na família	206810	8,173,454	4,031,502	1	17
Renda per capita	204673	4,535,245	7,636,829	0	33333

Vetor <i>Vit</i>	Observações	Média	Desvio		
			Padrão	Mínimo	Máximo
Nordeste	206810	0,307901	0,4616265	0	1
Centro-Oeste	206810	0,1335767	0,3401978	0	1
Sudeste	206810	0,275799	0,4469171	0	1
Sul	206810	0,1678352	0,3737208	0	1
Urbana	206810	0,8432426	0,3635728	0	1
Metropolitana	206810	0,3834679	0,4862319	0	1

Fonte: elaboração própria

*Resultados levam em consideração o desenho amostral da PNAD, com correção das estatísticas pontuais e do erro padrão

3. Resultados

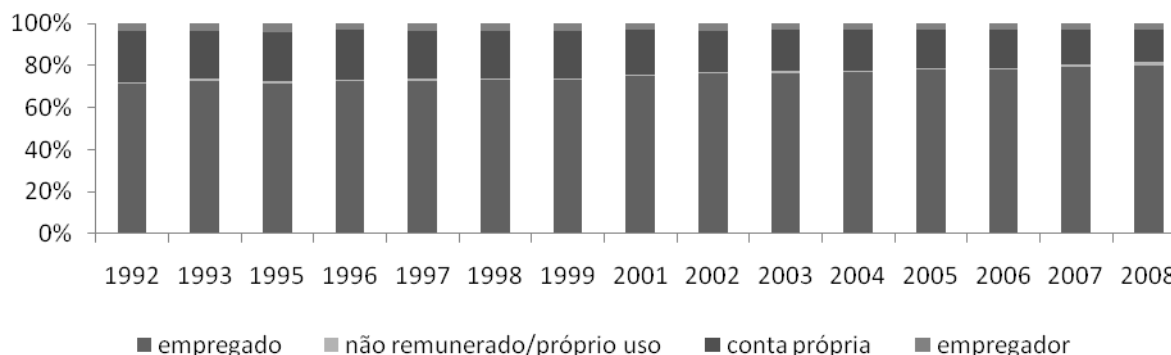
3.1- Análise descritiva Análise descritiva¹

A amostra contempla os anos de 1992 a 2008 (com as exceções de 1994 e 2000 conforme já explicitado) e o número de empregadores é relativamente reduzido. O gráfico 1 mostra a distribuição por posição na ocupação ano a ano. A porcentagem de empregadores não variou muito ao longo dos anos, atingindo um máximo de 3,92% em 1995 e mínimo de 2,85% em 2004. No entanto, a porcentagem de trabalhadores que são empregados aumentou em 8,65 pontos percentuais de 1992 a 2008, acompanhado por uma queda na proporção de trabalhadores por conta própria de 8,71 pontos percentuais no mesmo período. Este fato é um dos reflexos das recentes melhorias no mercado de trabalho brasileiro (RAMOS, 2007). Trabalhadores não renumerados e de próprio uso/consumo são apresentados em conjunto e

¹ Resultados levam em consideração o desenho amostral da PNAD, com correção das estatísticas pontuais e do erro padrão

somam quantidade inexpressiva. Considerando-se os anos em conjunto, a participação dos empregadores é de 3,32% e as outras categorias somam os 96,68 % restantes.

Gráfico 1-Distribuição das posições na ocupação por ano- 1992 a 2008



Fonte: elaboração própria

Considerando-se que a base de dados contém informação apenas para os chefes de família entre 20 e 29 anos, a distribuição por sexo e raça indica uma predominância, como esperado, de indivíduos do sexo masculino. Os homens perfazem 85,22% da amostra e as mulheres apenas 14,12%. É importante notar o que dentre os empregadores, os homens brancos tem a maior participação (2,03%), seguido dos homens negros (1,03%), mulheres brancas (0,17%) e mulheres negras (0,09%). A tabela 3 resume os resultados. A evolução da posição na ocupação ao longo dos anos foi diferenciada para estes grupos, havendo um grande aumento da participação de mulheres brancas e negras em todas as posições, especialmente entre os empregados, o que reflete a maior inserção feminina no mercado de trabalho (RAMOS, 2007). Para os homens negros as distribuições permaneceram constantes, enquanto que para os homens brancos houve uma redução da participação em todas as posições inclusive na de empregador que passou de 2,6% em 1992 para 1,5% em 2008.

Tabela 3-Distribuição das posições na ocupação por gênero e raça

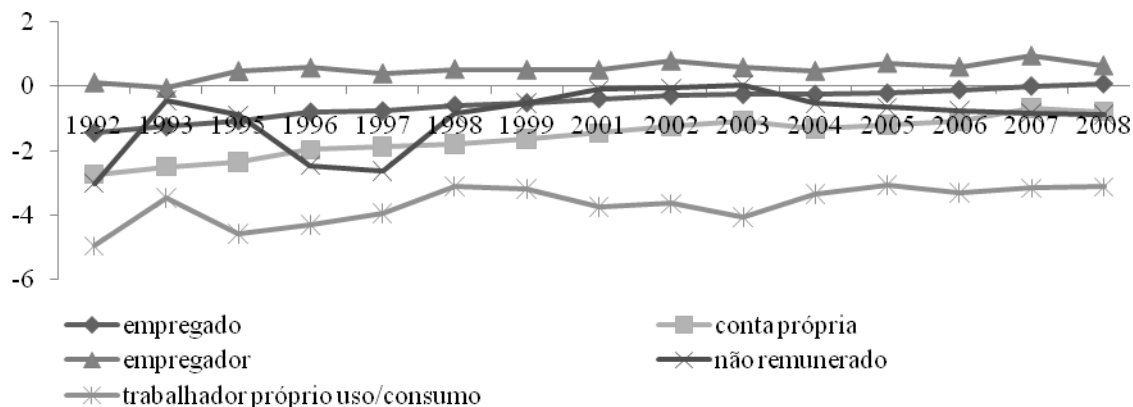
Posição na ocupação	Homens		Mulheres		Total
	Negros	Branco	Negros	Branco	
Empregado	34,04%	29,89%	6,05%	5,54%	75,52%
Conta própria	10,22%	8,10%	1,16%	0,87%	20,35%
Empregador	1,03%	2,03%	0,09%	0,17%	3,31%
Não remunerado	0,07%	0,05%	0,05%	0,04%	0,21%
Trabalhador próprio uso/consumo	0,31%	0,14%	0,11%	0,04%	0,60%
Total	45,67%	40,21%	7,46%	6,66%	100%
Total por sexo	85,88%		14,12%		100%

Fonte: elaboração própria

A riqueza medida pelo índice criado a partir da análise de componentes principais é diferenciada entre as posições na ocupação, os empregadores são os que apresentam maior riqueza média. O gráfico número 2 mostra a evolução do índice de riqueza ao longo dos anos para as diferentes ocupações. Como se pode observar, os empregadores sempre apresentaram a maior riqueza, trabalhadores não remunerados não apresentam um padrão claro de evolução,

mas considerando-se os conta própria e os empregados, é possível ver que a riqueza aumentou para todos, mas o diferencial existente entre as categorias não foi reduzido, o que pode ser um indicativo de persistência de desigualdades. Os trabalhadores de próprio uso/consumo também não apresentaram padrão de evolução muito claro, mas em todos os anos são aqueles com menor nível de riqueza.

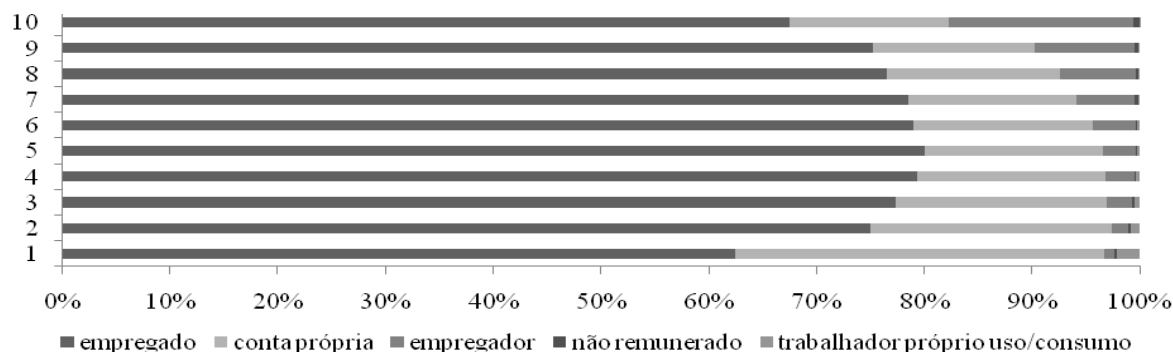
Gráfico 2-Evolução do índice de riqueza por ocupação- 1992 a 2008



Fonte: elaboração própria

A distribuição das ocupações por décimo do índice de riqueza está representada no gráfico a seguir. Nele, cada décimo soma 100% de forma que as barras indicam a proporção das ocupações em cada um dos dez níveis. É importante destacar a grande concentração de empregadores nos décimos mais altos, se entre os 10% mais pobres apenas 0,75% é empregador, entre os 10% mais ricos essa proporção é de 17,18%. Por outro lado, os empregados estão em grande proporção em todos os décimo e os trabalhadores de próprio uso/consumo estão mais fortemente representados entre os 10% mais pobres, e, se olharmos para a distribuição deste último grupo entre os décimos, veremos que quase metade (47,75%) destes trabalhadores está entre os 10% mais pobres da amostra. A proporção de conta própria diminui a medida que consideramos níveis mais altos de riqueza e os décimos intermediários contam com maior parcela de empregados.

Gráfico 3-Distribuição dos decis do índice de riqueza por ocupação



Fonte: elaboração própria

Considerando-se a distribuição de empregadores e não empregadores em cada décimo de renda familiar a grande maioria dos empregadores (40,3%) encontra-se entre os 10% mais

ricos, e os empregados se distribuem de forma mais ou menos uniforme por todos decis. Apenas 1,1% dos empregadores estão entre os 10% mais pobres.

No que diz respeito à distribuição da amostra por anos de estudo, os chefes de família que possuem de 8 a 11 anos de estudo, ou seja, que pelo menos iniciaram o ensino médio são a maioria (39,9%), seguidos dos que não completaram o ensino fundamental (de 4 a 7 anos de estudo) com 32%. Indivíduos que não iniciaram a 4ª série perfazem 19,2% da amostra e, por fim, chefes que pelo o menos concluíram o ensino médio (mais de 12 anos de estudo) representam uma minoria de 8,9%. O quadro superior da tabela número 4 resume esses dados e o quadro inferior considera a separação em empregador e não empregador, mostrando a distribuição de cada grupo por anos de estudo. Maioria dos empregadores (51,74%) e dos não empregadores (39,5%) apresentam de 8 a 11 anos de estudo. Comparativamente aos não empregadores há uma maior proporção de empregadores com mais de 12 anos de estudo (8,6% contra 19,2%, respectivamente), e uma menor proporção de empregadores entre 0 e 3 anos de estudo.

Tabela 4-Escolaridade e posição na ocupação

Distribuição da amostra por posição na ocupação e escolaridade					
Anos de estudo	0 a 3 anos	4 a 7 anos	8 a 11 anos	mais de 12 anos	Total
Não empregador	19.0%	31.4%	38.3%	8.3%	97.0%
Empregador	0.2%	0.6%	1.5%	0.6%	3.0%
Total	19.2%	32.0%	39.9%	8.9%	100%

Distribuição dos empregadores e não empregadores da amostra por escolaridade					
Anos de estudo	0 a 3 anos	4 a 7 anos	8 a 11 anos	mais de 12 anos	Total
Não empregador	19.6%	32.3%	39.5%	8.6%	100.0%
Empregador	7.35%	21.71%	51.74%	19.20%	100.0%

Fonte: elaboração própria

3.2- Resultados dos Modelos ²

Os modelos (1) a (3) que estão representados na tabela 5 foram estimados pelo método de probabilidade linear (MPL) e consideram os dados empilhados sem a utilização de qualquer *dummy* de identificação do ano. O modelo (1) estima apenas o efeito da riqueza sobre a probabilidade de ser um empregador, e nos demais modelos, foram incluídas as variáveis de controle, que compõem os vetores X_i e Z_i . A utilização dos controles reduz o efeito da riqueza sobre a probabilidade de ser um empregador, mas em todos os casos o coeficiente é diferente de zero e significativo ao nível de 1%, o que é um forte indicativo da existência de restrições de crédito no Brasil. Os modelos (4) e (5) foram estimados pelo método *probit* com o objetivo

² Nas tabelas que serão apresentadas o número entre parênteses logo abaixo do coeficiente corresponde ao desvio padrão. Resultados levam em consideração o desenho amostral da PNAD, com correção das estatísticas pontuais e do erro padrão

de obter maior robustez para resultados, a primeira coluna dos modelos corresponde aos coeficientes, e a segunda aos efeitos marginais, que apresentam interpretação direta. Os coeficientes para a riqueza também foram positivos e significativos a 1%.

Tabela 5- Resultados MPL e probit para dados empilhados

	(1)	(2)	(3)	(4)		(5)	
	MPL	MPL	PML	probit	dF/dx	probit	dF/dx
Riqueza	0,006*** (0,000)	0,004*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,113*** (0,013)	0,006*** (0,000)	0,098** (0,014)	0,005*** (0,000)
Sexo		0,022*** (0,001)	0,0212*** (0,001)	0,414*** (0,026)	0,0165*** (0,000)	0,394*** (0,026)	0,016*** (0,001)
Raça		0,013*** (0,000)	0,009*** (0,001)	0,227*** (0,029)	0,012*** (0,001)	0,169*** (0,018)	0,009*** (0,000)
Idade		-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	0,128** (0,059)	0,007** (0,003)	0,130** (0,058)	0,007** (0,003)
Idade2		0,0000896 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,002 (0,001)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,000)
0 a 3 anos de estudo		0,007** (0,003)	0,006** (0,003)	-0,162*** (0,0448)	-0,008*** (0,002)	-0,178*** (0,044)	-0,008*** (0,002)
4 a 7 anos de estudo		0,011*** (0,003)	0,009*** (0,003)	-0,0490* (0,029)	-0,002* (0,001)	-0,079*** (0,029)	-0,004*** (0,001)
8 a 11 anos de estudo		0,019*** (0,002)	0,019*** (0,003)	0,106*** (0,025)	0,006*** (0,001)	0,095*** (0,024)	0,005*** (0,001)
Comércio e Serviços		0,005*** (0,001)	0,007*** (0,001)	0,061*** (0,019)	0,003*** (0,001)	0,095*** (0,020)	0,006*** (0,001)
Agrícola		0,020*** (0,001)	0,015*** (0,001)	0,334*** (0,038)	0,022*** (0,003)	0,250*** (0,040)	0,016*** (0,003)
Número de membros na família		0,006*** (0,000)	0,005*** (0,000)	0,041*** (0,006)	0,002*** (0,000)	0,046*** (0,005)	0,002*** (0,000)
Renda per capita		0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Nordeste		-0,002 (0,001)		-0,086* (0,049)	-0,004* (0,002)		
Sul		-0,011*** (0,002)		-0,212*** (0,049)	-0,010*** (0,002)		
Centro-Oeste		-0,007*** (0,002)		-0,141** (0,062)	-0,007*** (0,002)		
Sudeste		-0,021*** (0,002)		-0,353*** (0,050)	-0,017*** (0,002)		
Região metropolitana			-0,019*** (0,001)			-0,069** (0,032)	-0,004*** (0,002)
Área urbana			-0,001 (0,001)			-0,261*** (0,037)	-0,012*** (0,001)
Constante	0,034*** (0,000)	-0,029 (0,038)	-0,036 (0,038)	-4,566*** (0,758)		-4,634*** (0,755)	
Observações	206.535	182.434	182.434	182.434	182.434	182.434	182.434
R-Quadrado	0,007	0,048	0,049				

Fonte: elaboração própria

Em todos os modelos de probabilidade linear, ser homem aumenta a probabilidade do chefe de família ser empregador cerca de 0,2%, e nos modelos probit essa chance é de 0,15%, portanto, em todos os casos, os efeitos são positivos e significativos. Indivíduos brancos também são, com maior probabilidade, empregadores. A especificação probit parece ser mais adequada para captar o efeito de escolaridade. Se, nos modelos de probabilidade linear os grupos com menor escolaridade apresentam maiores chances de ser empregador do que

indivíduos com mais de 12 anos de estudo, nos modelos probit essa relação é invertida. Com exceção apenas do grupo dos chefes de família que tem entre 8 e 11 anos de estudo que representam 51,47% dos empregadores (como mostrado na tabela 4) todas as outras faixas de escolaridade reduzem o as chances de ser empregador se comparado aos indivíduos de maior educação (mais de 12 anos de estudo).

No que diz respeito aos coeficientes das regiões, em ambas as especificações, estar no Nordeste, Sudeste, Centro-Oeste e no Sul diminui a probabilidade de ser um empregador se comparado ao Norte. As regiões mais desenvolvidas, o Sudeste e o Sul, apresentam os coeficientes de maior magnitude (2,11% e 1,11% respectivamente para o MPL, e 0,09 e 0,1 para o *probit*) indicando que para um dado nível de riqueza é menos provável que o chefe de família seja um empregador nessas regiões do que no Norte. O que pode estar por trás desse resultado é a possibilidade de se precisar de mais recursos para ser um empregador nas regiões mais desenvolvidas do que no Norte, a competitividade e as exigências de capital para se abrir o próprio negócio devem ser maiores nas regiões mais ricas. Se, com determinado recurso pode ser possível abrir uma mercearia em uma região mais pobre, nas regiões mais desenvolvidas esse dinheiro pode não ser suficiente nem para pagar o aluguel do imóvel. Esse resultado é, na realidade, um reflexo das grandes disparidades regionais do Brasil.

Explicação semelhante pode ser atribuída ao valor negativo das *dummies* para área urbana e metropolitana, como essas são regiões mais ricas, é necessário ter mais recursos para ser um empreendedor do que em áreas rurais ou não metropolitanas. Trabalhar no ramo agrícola também aumenta a probabilidade de ser um empregador se comparado com a indústria e, mesmo se comparado ao setor de serviços e comércio, onde se encontram a maior parte dos empregadores. Novamente, isso é um efeito de se controlar pela riqueza, o volume de recursos exigido para se iniciar uma indústria é maior do que aquele requerido por atividades agrícolas ou de comércio e serviço. Assim dado um nível de riqueza é mais fácil ser empregador no ramo agrícola do que nos demais.

Nos modelos (6) a (9), apresentados na tabela número 6, foram incluídas *dummies* de ano aos modelos empilhados com o objetivo de avaliar como a probabilidade média de ser um empregador variou ao longo do tempo. Os modelos se diferenciam pelo método de estimação e pela inclusão de *dummies* de região ou de área urbana. Mais uma vez os coeficientes de riqueza foram significativos, o que indica que a restrição de crédito é ativa e afeta a probabilidade de ser um empregador, mesmo considerado fatores específicos de cada ano que poderiam alterar a escolha ocupacional. Com exceção apenas de 1993, em que o coeficiente não é significativo, a probabilidade de ser um empregador é menor em todos os anos do que em 1992. Como os resultados das variáveis de controle são semelhantes àqueles dos modelos sem as *dummies* de ano, os coeficientes dessas variáveis foram omitidos da tabela 6, que mostra apenas os coeficientes da riqueza e das *dummies* de ano para as especificações de probabilidade linear e *probit*. Porém, como a simples inclusão das *dummies* de ano nos modelos não nos permite avaliar a evolução da restrição de crédito ao longo do tempo, passaremos para a segunda etapa da estimação que consiste na inclusão de variáveis de interação entre a *dummy* de ano e a riqueza.

Os modelos (10) e (11) que se distinguem pela inclusão de *dummies* de região ou de área urbana estão representados na tabela 7 e permitem avaliar como a restrição de crédito variou ao longo do tempo. Os dois modelos são de probabilidade linear dada a impossibilidade de interpretação direta das interações de *dummies* na especificação *probit*. Foram representados apenas os coeficientes de interação entre as *dummies* de ano e a riqueza, mas a estimação levou em consideração os controles dos vetores X_i e Z_i , que não foram reportados já que seguem o mesmo padrão dos modelos anteriores, bem como as *dummies* de ano.

Tabela 6- Resultados dos modelos empilhados MPL e probit- com dummies de ano³

	(6)	(7)	(8)		(9)	
	MPL	MPL	probit	dF/dx	probit	dF/dx
Riqueza	0,005*** (0,000)	0,004*** (0,000)	0,120*** (0,011)	0,006*** (0,000)	0,106*** (0,010)	0,005*** (0,000)
1993	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,002)	-0,014 (0,036)	-0,001 (0,002)	-0,017 (0,036)	-0,001 (0,002)
1995	-0,005* (0,003)	-0,005* (0,002)	-0,062* (0,034)	-0,003* (0,002)	-0,060* (0,034)	-0,003* (0,001)
1996	-0,014*** (0,002)	-0,014*** (0,002)	-0,201*** (0,030)	-0,008*** (0,001)	-0,197*** (0,030)	-0,008*** (0,001)
1997	-0,009*** (0,003)	-0,008*** (0,003)	-0,115*** (0,029)	-0,005*** (0,001)	-0,110*** (0,029)	-0,005*** (0,001)
1998	-0,012*** (0,002)	-0,012*** (0,002)	-0,161*** (0,039)	-0,007*** (0,001)	-0,158*** (0,039)	-0,007*** (0,001)
1999	-0,006** (0,003)	-0,005** (0,003)	-0,086*** (0,029)	-0,004*** (0,001)	-0,079*** (0,028)	-0,004*** (0,001)
2001	-0,012*** (0,002)	-0,011*** (0,002)	-0,171*** (0,065)	-0,007*** (0,003)	-0,165*** (0,050)	-0,007*** (0,002)
2002	-0,011*** (0,002)	-0,011*** (0,002)	-0,164** (0,067)	-0,007** (0,003)	-0,155*** (0,044)	-0,007*** (0,002)
2003	-0,012*** (0,002)	-0,012*** (0,002)	-0,188*** (0,067)	-0,008*** (0,003)	-0,180*** (0,045)	-0,008*** (0,001)
2004	-0,016*** (0,002)	-0,015*** (0,002)	-0,237*** (0,070)	-0,010*** (0,003)	-0,225*** (0,049)	-0,010*** (0,002)
2005	-0,014*** (0,002)	-0,013*** (0,002)	-0,205*** (0,070)	-0,009*** (0,003)	-0,193*** (0,048)	-0,009*** (0,002)
2006	-0,015*** (0,002)	-0,015*** (0,002)	-0,211*** (0,070)	-0,009*** (0,003)	-0,200*** (0,048)	-0,009*** (0,002)
2007	-0,020*** (0,002)	-0,019*** (0,002)	-0,278*** (0,072)	-0,011*** (0,002)	-0,271*** (0,050)	-0,011*** (0,002)
2008	-0,020*** (0,002)	-0,019*** (0,002)	-0,267*** (0,075)	-0,011*** (0,003)	-0,260*** (0,053)	-0,011*** (0,002)
Dummies de região	sim	sim	sim	não	não	não
Dummies de área urbana e metropolitana	não	não	não	sim	sim	sim
Observações	182.434	182.434	182.434	182.434	182.434	182.434
R-Quadrado	0,049	0,050				

Fonte: elaboração própria

Apenas em alguns anos observa-se uma redução da restrição de crédito. A grande parte dos coeficientes de interação são negativos, mas apenas em 1998, 2001, 2003, 2004 e 2008 são significativos. Tomando como base, por exemplo, o modelo (11), temos que em 1998 a riqueza afetava a chance de ser empregador em -0,15% do que em 1992, em outras palavras, a

³ Os modelos utilizam os controles de sexo, idade, idade2, raça, renda per capita, *dummies* de escolaridade e setor. *Dummies* de região ou área urbana e metropolitana conforme indicado na tabela.

riqueza passou a ter menor peso do que no início do período. Já em 2008 os efeitos da restrição de crédito eram cerca de 0,2% menores do que em 1992.

Como os modelos apontam para uma redução das restrições, podemos concluir que o alargamento do setor financeiro, de fato, permitiu maior acesso ao crédito e os impedimentos para se tornar um empreendedor foram reduzidos, o que contribuiu para a redução da desigualdade de renda (BANANERJE E NEWMAN, 1993; LLOYD-ELLIS E BERNHARDT, 2000), para a aceleração do crescimento econômico (LLOYD-ELLIS E BERNHARDT, 2000; JEONG E TOWNSEND, 2002; LETH-PETERSON, 2010) e redução da pobreza (CARTER E MAY, 1999; CARTER E BARRET, 2006).

Esses resultados contrastam parcialmente com os encontrados por Assunção e Chein (2007) que verificaram um aumento do efeito das restrições de crédito entre 1991 e 2001 sobre as decisões de educação dos filhos no Brasil rural. Mas considerando-se a decisão do chefe de família ser um empregador, não existem outras análises sobre a evolução do efeito do racionamento.

A terceira etapa da estimação consiste em avaliar como a restrição de crédito varia de acordo com a renda, que como proposto em Banerjee e Newman (1993), Ray *et al.* (1999), Lloyd-Ellis e Bernhardt (2000), é um fator determinante do acesso ao crédito devido aos requerimentos de colateral. Os resultados dos modelos (12) e (13) também estão na tabela 7 e novamente, eles se distinguem quanto a inclusão de *dummies* de região ou área urbana. Como a interpretação do efeito diferenciado da restrição de crédito por décimo da distribuição de renda não é direta na especificação do *probit*, utilizamos apenas os modelos são de probabilidade linear. O modelo inclui os controles dos vetores X_i e Z_i que não foram reportados por apresentarem o mesmo comportamento das estimações anteriores. O coeficiente de riqueza continua sendo positivo e estatisticamente significativo a 1%. As variáveis de interação entre o índice de riqueza e o décimo de renda que o indivíduo se encontra indicam como a restrição se altera com a renda. De forma contrária ao que tem sido colocado pela bibliografia, estar entre os mais ricos aumenta o efeito da restrição de crédito sobre a decisão de se tornar um empregador. O coeficiente do último décimo é o único significativo a 1% e, contrariamente ao esperado, é positivo. No sexto décimo, quando consideramos as regiões metropolitanas e áreas urbanas a restrição de crédito se mostra reduzida em relação ao primeiro décimo. Mas de modo geral não temos indícios de que o efeito da restrição ao crédito ocorre de forma diferenciada entre os décimos de renda.

Já considerando o efeito de pertencer a algum décimo de renda sobre a probabilidade de ser empregador, indivíduos que estão entre os 40% mais ricos, ou seja, a partir do 6º décimo tem as chances aumentadas de ser um empregador em relação aos 10% mais pobres. Entretanto, como exposto anteriormente, não foi possível encontrar um padrão de diminuição da restrição ao crédito para os mais ricos, mas uma vez que o indivíduo se encontra entre os décimos mais elevados de renda, ele tem maior probabilidade de se tornar um empregador. Outros fatores que não os controles usados e a restrição de crédito podem estar por trás desse fato.

Tabela 7- MPL com interação da riqueza com *dummies* de ano e resultados MPL com interação da riqueza com diferentes níveis de renda⁴

	(10)MPL	(11)MPL		(12) MPL	(13) MPL
Riqueza	0,005*** (0,000)	0,005*** (0,000)	Riqueza	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)
riqueza*1993	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,001)	Riqueza*2º décimo	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
riqueza*1995	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	Riqueza*3º décimo	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
riqueza*1996	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	Riqueza*4º décimo	0,000 (0,001)	-0,000 (0,000)
riqueza*1997	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,001)	Riqueza*5º décimo	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)
riqueza*1998	-0,001 (0,000)	-0,001* (0,001)	Riqueza*6º décimo	-0,001 (0,001)	-0,002** (0,001)
riqueza*1999	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,001)	Riqueza*7º décimo	0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)
riqueza*2001	-0,001* (0,000)	-0,002** (0,001)	Riqueza*8º décimo	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,001)
riqueza*2002	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	Riqueza*9º décimo	0,002 (0,001)	0,001 (0,002)
riqueza*2003	-0,001 (0,000)	-0,002* (0,001)	Riqueza*10º décimo	0,009*** (0,00318)	0,009*** (0,003)
riqueza*2004	-0,001* (0,001)	-0,002** (0,001)	2º décimo	-0,001 (0,002)	-0,003* (0,002)
riqueza*2005	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	3º décimo	-0,001 (0,002)	-0,003* (0,002)
riqueza*2006	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,000)	4º décimo	0,005** (0,002)	0,001 (0,002)
riqueza*2007	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	5º décimo	0,005** (0,002)	0,001 (0,002)
riqueza*2008	-0,002* (0,001)	-0,002** (0,001)	6º décimo	0,008*** (0,002)	0,004* (0,002)
			7º décimo	0,015*** (0,002)	0,010*** (0,002)
			8º décimo	0,020*** (0,002)	0,016*** (0,002)
			9º décimo	0,034*** (0,003)	0,030*** (0,003)
			10º décimo	0,090*** (0,005)	0,086*** (0,005)
Dummies de região	sim	sim	Dummies de região	sim	não
Dummies de área urbana e metropolitana	não	não	Dummies de área urbana e metropolitana	não	sim
Observações	182.434	182.434	Observações	182.434	182.434
R-Quadrado	0,049	0,050	R-Quadrado	0,061	0,062

Fonte: elaboração própria

⁴ Os modelos utilizam os controles de sexo, idade, idade2, raça, renda per capita, *dummies* de escolaridade e setor. *Dummies* de região ou área urbana e metropolitana conforme indicado na tabela.

4. Considerações Finais

Assim como indicado na literatura (BANANERJE E NEWMAN, 1993; LLOYO-ELLIS E BERNHARDT, 2000; ASSUNÇÃO E ALVES, 2007 e ASSUNÇÃO E CHEIN, 2007), a restrição de crédito se mostrou ativa para as decisões dos chefes de família se tornarem empregadores. A existência dessas imperfeições indica que as decisões de iniciar o próprio negócio no Brasil não levam em conta apenas o retorno marginal do capital, ou seja, a lucratividade esperada (BANERJEE *ET AL.*, 2003), mais do que isso, as restrições impedem a alocação do capital de forma eficiente já que os indivíduos mais habilidosos nem sempre se tornam empregadores, porque as restrições de liquidez os impede de montar o próprio negócio (LLOYO-ELLIS E BERNHARDT, 2000). De outro lado, encontramos evidências a favor da hipótese de que a recente ampliação de empréstimos ao setor privado no Brasil diminuiu as restrições de crédito. No que diz respeito ao grau de restrição enfrentado pelos diferentes décimos de renda, os resultados não apontam para uma restrição de crédito mais forte entre os mais pobres, entretanto, grande parte dos empreendedores estão concentrados entre os décimos de renda mais elevados, ou seja, entre os 10% mais ricos.

De acordo com a literatura sobre restrição de crédito e equilíbrios múltiplos, a impossibilidade ou dificuldade de acessar o mercado de crédito impedem a melhoria de bem-estar de uma parcela da população, uma vez que essas pessoas não conseguem implementar a sua escolha ótima, em termos de posição na ocupação, o que leva a chamada armadilha da pobreza. É importante destacar que políticas de erradicação permanente da pobreza passam pela melhoria do acesso ao crédito a população, sobretudo a de baixa renda. Nesse sentido, as trajetórias de desenvolvimento e crescimento econômico também podem ser alteradas com a melhoria do acesso ao sistema financeiro.

É preciso que mais estudos sejam desenvolvidos nessa área buscando identificar como o racionamento se diferencia entre os setores de ocupação. É provável que empreendedores que atuam em atividades intensivas em capital, como a indústria, sofram mais fortemente os efeitos das imperfeições do mercado de crédito. A investigação acerca da atuação da restrição de crédito sobre a decisão dos mais pobres de ser um empregador deve ser reforçada, embora não encontramos indícios que esses indivíduos sofram mais intensamente com as restrições ficou claro que estar entre os ricos aumenta a probabilidade de ser um empregador. Além disso, deve-se também tentar identificar outros tipos de decisões familiares que são afetadas pelo racionamento de crédito. Não obstante, deve-se traçar políticas públicas visando a melhoria do acesso ao crédito, sobretudo aquele direcionado para as atividades produtivas, para a população como um todo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADATO, Michelle; CARTER, Michel R.; MAY, Julian. *Exploring poverty traps and social exclusion in South Africa using qualitative and quantitative data*. **Journal of Development Studies**. v. 42, n. 2, p.226–247, Feb. 2006.

AGHION, Philippe; BOLTON, Patric. *A Theory of Trickle-Down Growth and Development*. **Review of Economic Studies**, v. 64, n. 2, p. 151–172, Apr. 1997.

ANKER, Tomás. Canal de Crédito: um estudo sobre a influência das questões regulatórias no mercado de crédito brasileiro. Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo. Dissertação de mestrado. 2005

ARAÚJO, Aloisio; FUNCHAL, Bruno. *Credit Markets in Brazil: Institutional Reforms and Growth*. (2006)

- ASSUNÇÃO, Juliano. ALVES, L. Restrições de Crédito e Decisões Intra-Familiares. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 2, p. 201–229, abr./jun. 2007.
- ASSUNÇÃO, Juliano; CHEIN, Flávia. Condições de crédito no Brasil rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v. 45, n. 02, p. 367-407, abr./jun. 2007.
- BANERJEE, Abhijit V.; NEWMAN, Andrew F. *Occupational choice and the process of development*. **Journal of Political Economy**, v.101, n. 2, p. 274–298, Apr. 1993.
- BARROS, José R. Mendonça de; ALMEIDA JÚNIOR, Mansueto F. Análise do Ajuste do Sistema Financeiro no Brasil. Brasília: Ministério da Fazenda, Secretaria de Política Econômica, maio de 1997.
- CARTER, Michael R.; BARRETT, Christopher B. *The economics of poverty traps and persistent poverty: an asset-based approach*. **Journal of Development Studies**, v. 42, n. 2, p. 178 -199, Feb. 2006.
- CARTER, Michel R.; MAY, Julian. *One kind of freedom: poverty dynamics in post-apartheid South Africa*. **World Development**, v.29, n. 12, p.1987–2006, 2001.
- COELHO, Christiano A.; FUNCHAL, Bruno. *Strategic Default and Personal Credit: The Brazilian Natural Experiment*. mimeo. 2006.
- DEL BOCAA, Daniela; LUSARDI, Annamaria. *Credit market constraints and labor market decisions*. **Labour Economics**. v.10, p.681–703. 2003.
- DEVEREUX, Michael B; SMITH, Gregor W. *International Risk Sharing and Economic Growth*. **International Economic Review**. v.35, p.535–550, Aug. 1994.
- EVANS, David. S.; JOVANOVIĆ, Boyan. *An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints*. **Journal of Political Economy**, v.97, n. 4, p.808–827, Aug. 1989.
- GALOR, O. & ZEIRA J. *Income distribution and macroeconomics*. **Review of Economic Studies**, v. 60, n. 1, p. 35-52, Jan. 1993.
- GHOSH, Parikshit; MOOKHERJEE, Dilip; Ray, Debraj. *Credit rationing in developing countries: An overview of the theory*. To be published in: MOOKHERJEE, Dilip; Ray, Debraj (orgs.), **A Reader in Development Economics**, London: Blackwell. 2000.
- GOLDSMITH, R.W. *Financial Structure and Development*. Yale University Press: New Haven. 1969.
- JEONG, Hyeok ; TOWNSEND, Robert. *Sources of TFP Growth: Occupational Choice and Financial Deepening*. Nov. 2006. Disponível em: <<http://cier.uchicago.edu/papers/Jeong/TFPjtETkSpecial.pdf>> Acesso em: 02 nov. 2010.
- JOHNSON, R; WICHERN, D. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. 5th. ed. Prentice Hall, 2002.
- LETH-PETRSEN, Søren. *Intertemporal Consumption and Credit Constraints: Does Total Expenditure Respond to an Exogenous Shock to Credit?*. **American Economic Review** .v. 100, n. 3, Jun. 2010.
- LLOYD-ELLIS, Huw; BERNHARDT, Dan. *Enterprise, Inequality and Economic Development*. **Review of Economic Studies**, v. 67, n. 1, p. 147–168, Jan. 2000.
- MCKINNON, R.I. *Money and Capital in Economic Development*. Brookings Institution, Washington (D.C). 1973.
- PINHEIRO, Armando C. *Direito e Economia num Mundo Globalizado: Cooperação ou Confronto?*. fev. 2003

- RAMOS, Lauro. O desempenho recente do mercado de trabalho brasileiro: tendências, fatos estilizados e padrões espaciais. IPEA: Texto de Discussão n. 1255. Brasília, jan. 2007.
- RAVALLION, Martin. *Targeted Transfers in Poor Countries: Revisiting the Trade-Offs and Policy Options*. **World Bank**, CPRC Working Paper n.26, Apr. 2003.
- RAY, Debraj. *Development Economics*. Princeton: Princeton University Press, 1998.
- RUI, Li; XI, Zhu. *Econometric analysis of credit constraints of Chinese rural households and welfare loss*. **Applied Economics**, v.42, n.13, p.1615-1625. 2010.
- SHAW, E.S. *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press: Nova Iorque. (1973).
- SCHUMPETER, J. (1982). A Teoria do Desenvolvimento Econômico. Nova Cultural: São Paulo [Edição original: 1911].
- SOARES, Ricardo P. Evolução do Crédito de 1994 a 1999: uma explicação. IPEA: Texto de Discussão n. 808. Brasília, jul. 2001.
- STIGLITZ, Joseph E. *Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability*, **World Development**. v. 28, n.6, p. 1075-1086. 2000.
- STIGLITZ, Joseph E.; WEISS, Anderw. *Credit rationing in markets with imperfect information*. **American Economic Review**, v. 71, n.3, p. 393-410, Jun. 1981.
- TOWNSEND, Robert M.; UEDA, Kenichi. *Welfare gains from financial liberalization*. **International Economic Review**. Forthcoming. 2009. Disponível em: <<http://cier.uchicago.edu/papers/published/Welfare%20Gains%20from%20Financial%20Liberalization.pdf>>. Acesso em: 02 nov. 2010