

Um estudo da evolução recente de crédito e poupança no Brasil a partir de um modelo estrutural

Leopoldo Gutierre
FEA-USP

Gabriel Madeira
FEA-USP

Resumo

A última década foi singular para o mercado bancário brasileiro devido às diversas melhorias institucionais que se refletiram em uma forte expansão do crédito. Compreender quais foram os canais dessa expansão e o quanto impactaram o mercado tem sido uma questão recorrente na literatura econômica sobre o Brasil. Nesse trabalho investigamos em que medida um modelo de poupança precaucionária, com crescimento da renda e com agentes heterogêneos é capaz de replicar dados municipais agregados. Para tanto, olhamos os totais municipais de crédito/poupança e renda e estimamos parâmetros do modelo a partir de um estimador de momentos. Como resultado, encontramos que, além da incerteza sobre a renda, as principais variáveis para se compreender a expansão do crédito no Brasil foram, em ordem de importância, o aumento do acesso ao crédito e o afrouxamento da restrição de crédito. Além disso, em concordância a uma extensa literatura sobre as relações entre consumo e poupança, encontramos que o motivo precaucionário também se destaca como principal motivo para se poupar no Brasil, na medida em que a incerteza sobre a renda é o parâmetro que destacadamente influencia o estoque de poupança. Encontramos também que um modelo com taxas de juros distintas para poupança e crédito se ajusta melhor à realidade brasileira do que um modelo com uma única taxa.

PALAVRAS CHAVE: Crédito. Econometria. Escolha de Consumo Intertemporal.

JEL CLASSIFICATION: G21, C10, D91.

AREA: Microeconomia Aplicada.

Um estudo da evolução recente de crédito e poupança no Brasil a partir de um modelo estrutural *

Leopoldo Gutierre [†] Gabriel Madeira [‡]

Julho 2015

1 Introdução

Em países em desenvolvimento o risco sobre a renda a ser auferida é tipicamente mais presente no dia a dia de seus habitantes do que em países mais desenvolvidos (BESLEY, 1995). Em parte isso pode ser explicado porque nesses países os indivíduos dispõem de poucas oportunidades de mercado para lidar com risco (BESLEY, 1995), devido a restrições legais/informacionais ou de incentivos (RAY, 1998). Em mercados completos deveríamos encontrar que os indivíduos obtêm *full risk-sharing* e, portanto, risco não seria um problema. No entanto, encontra-se robusta evidência de que a hipótese de *full risk-sharing* não se sustenta em países em desenvolvimento (LIGON; THOMAS; WORRALL, 2002; TOWNSEND, 1994). Assim sendo, a literatura aponta para o fato de que os mecanismos formais para lidar com risco, capitaneados pelos mercados de crédito e seguros, não funcionam plenamente em países em desenvolvimento. Diversas são as razões para que isso ocorra: (i) problemas de comprometimento limitado decorrentes de baixos níveis de renda que levam a problemas de passivo limitado; (ii) existência de cortes/tribunais pouco eficientes em garantir *enforcement* aos contratos; (iii)

*O presente artigo é baseado na dissertação apresentada ao Departamento de Economia da FEA-USP para obtenção do título de Mestre em Ciências. Nós agradecemos a Juliano Assunção, Márcio Nakane e Thiago Curado por seus comentários e sugestões, assim como o apoio financeiro do CNPq.

[†]Mestre em Economia pela Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo – FEA-USP. Email: leopoldo.mig@gmail.com

[‡]Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo – FEA-USP. Email: gmadeira@usp.br

majoramento de problemas informacionais devido ao baixo capital humano e a precariedade da estrutura de comunicações que dificultam a elaboração de bons contratos, bem como o monitoramento dos clientes pelas instituições financeiras (RAY, 1998; BESLEY, 1995).

Em uma economia bancarizada, em geral, crédito/poupança são importantes instrumentos dos consumidores para lidar com risco. Em especial, poupança se destaca como um instrumento relevante num contexto de mercados incompletos (AIYAGARI, 1994). Fato este amplamente destacado por uma literatura de poupança precaucionária, a exemplo de Zeldes (1989), Deaton (1991) e Carroll (1997).

Nesse trabalho documentamos o impacto de mudanças estruturais no sistema financeiro brasileiro no sentido de aliviar essas fricções. Pretendemos estudar o mercado financeiro brasileiro observando como as pessoas respondem a alterações em sua renda na tomada crédito e poupança formais. De forma específica, investigamos em que medida um modelo de poupança precaucionária, com crescimento da renda e com agentes heterogêneos é capaz de replicar dados municipais agregados. Para tanto, olhamos os totais municipais de crédito/poupança advindos da base de Estatísticas Bancárias por Município (ESTBAN) fornecida pelo Banco Central do Brasil (BCB) e estimamos parâmetros do modelo a partir de um estimador de momentos.

Como resultado da estimação do modelo, obtivemos um ajuste razoável aos dados e uma boa previsão para a média dos agregados de consumo, poupança e crédito. Além disso, ao compararmos a primeira metade da década de 2000 com a segunda, encontramos um afrouxamento na restrição de crédito e um aumento no acesso a crédito. Esses aparentam ser os principais motivos para se explicar o crescimento do nível de crédito no Brasil. Em termos metodológicos, encontramos que, para o caso brasileiro, modelos que assumam uma taxa de juros para crédito e outra para poupança ajustam-se melhor do que modelos que consideram uma taxa única.

Assim, como citado acima, este trabalho se insere em uma extensa literatura que utiliza modelos de poupança precaucionária para explicar o comportamento de poupança e consumo. Em especial, o presente trabalho se insere em uma literatura que busca estimar empiricamente esses modelos, como Gourinchas e Parker (2002) e Kaboski e Townsend (2011). Tais trabalhos são bem sucedidos em replicar os dados através do uso de um modelo de equilíbrio parcial estimado a partir do método de momentos simulados. Por fim, contribuímos, também, com uma série de trabalhos recentes que tentam compreender e avaliar os efeitos das mudanças institucionais no mercado de crédito brasileiro ocorridas na década de 2000, entre eles Coelho, Mello e Funchal (2012), Mello e Garcia (2012), Ponticelli e Alencar (2013).

O trabalho se divide em cinco seções, além dessa seção introdutória. Na segunda seção buscamos dar uma visão geral do sistema financeiro nacional, na terceira discutimos os modelos teóricos empregados, na quarta discutimos a me-

todologia empregada na estimação, na quinta apresentamos os resultados das estimações e alguns exercícios de estática comparativa e, finalmente, na sexta seção fazemos nossas considerações finais.

2 Os Serviços Financeiros no Brasil

No que tange ao mercado de crédito brasileiro observa-se uma forte expansão na década de 2000. No início da década, o montante de crédito ofertado no Brasil correspondia a apenas 25% do PIB, no entanto, ao final da década este valor chegou a cerca de 45%. Esta expansão pode ser vista na Figura 1.

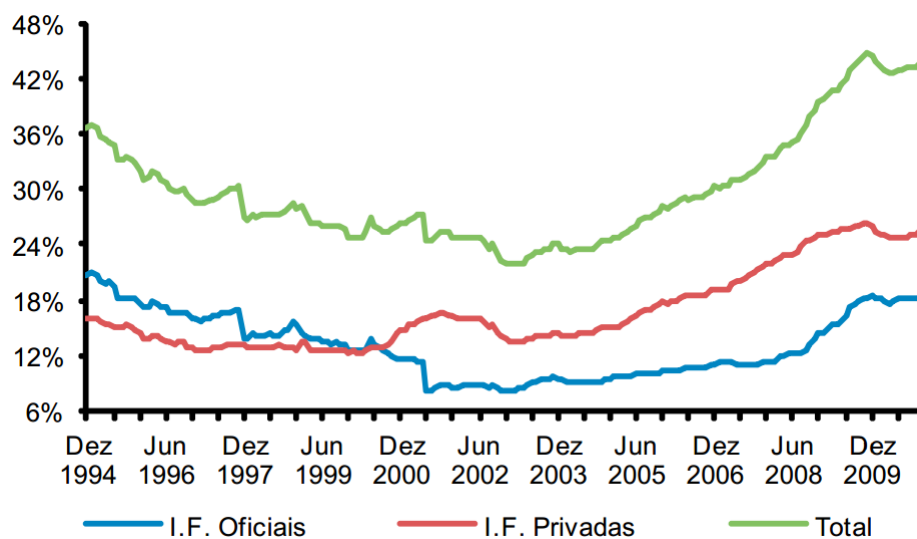


Figura 1: Razão do Crédito do Sistema Financeiro Nacional sobre o PIB devido a Instituições Financeiras (I.F.) Privadas, Oficiais e Total - retirado de Lundberg (2011)

Se considerarmos apenas crédito de curto prazo, aqui definido como crédito nas modalidades "Empréstimo" e "Desconto de Títulos", observamos um crescimento ainda mais forte, passando de cerca de 7% para 16%¹. Uma explicação possível é que houve no período diversas melhorias institucionais que aliviaram fricções informacionais e permitiram essa expansão (MELLO; GARCIA, 2012). Três melhorias se destacam: a reforma do crédito consignado, a nova lei de falências e a lei de alienação fiduciária (MELLO; GARCIA, 2012; BCB, 2014). A primeira melhoria, a lei do crédito consignado de 2003, permitiu aos bancos oferecerem empréstimos

¹Dados computados a partir do ESTBAN.

com repagamento através de dedução automática na folha de pagamento, transformando a renda futura em um colateral (COELHO; MELLO; FUNCHAL, 2012). Como resultado da lei, Coelho, Mello e Funchal (2012) encontram que houve um aumento nos empréstimos e uma queda na taxa de juros. A segunda melhoria, a lei de falências, muda a prioridade dos passivos da firma falida, em especial, aumentando a prioridade de repagamento dos emprestadores ordinários, o que, segundo Araujo e Lundberg (2004) provê um estímulo à concessão de crédito por parte do setor financeiro. Ponticelli e Alencar (2013) encontram que há uma expansão no crédito, uma redução das taxas de juros, um aumento dos prazos e uma redução na exigência de colateral como consequência da nova lei de falências. Por fim, a terceira melhoria, a alienação fiduciária, permite a transferência da propriedade do colateral para os emprestadores até que o pagamento final do empréstimo seja realizado. Mello e Garcia (2012) apontam que não há evidência empírica sólida na literatura sobre o impacto dessa lei, contudo o acentuado aumento do estoque de empréstimos para financiamento de automóveis após 2004 sugerem um impacto significativo da lei.

Além dessa forte expansão recente, o mercado de crédito brasileiro se destaca também por duas outras características. Primeiro, forte presença do Estado (LUNDBERG, 2011), fato que pode ser notado na Figura 1, e, segundo, a prática de altas taxas de juros, em especial para o crédito ao consumidor (MELLO; GARCIA, 2012; BCB, 2014). De acordo com Mello e Garcia (2012), alguns fatores que podem explicar as altas taxas de juros praticadas no mercado de crédito brasileiro são: (1) taxa básica (Selic) alta e volátil; (2) história de instabilidade macroeconômica; (3) natureza dual da intermediação (meio estatal/meio privado); (4) taxas de intermediação financeiras altas e distorcivas; (5) alto nível de requerimentos de reserva; (6) fricções informacionais e a falta de uma instituição para lidar com elas; (7) poder de mercado das firmas do setor. A evolução das taxas de juros de crédito direcionado e livre no Brasil na década de 2000 pode ser vista na Figura 2.

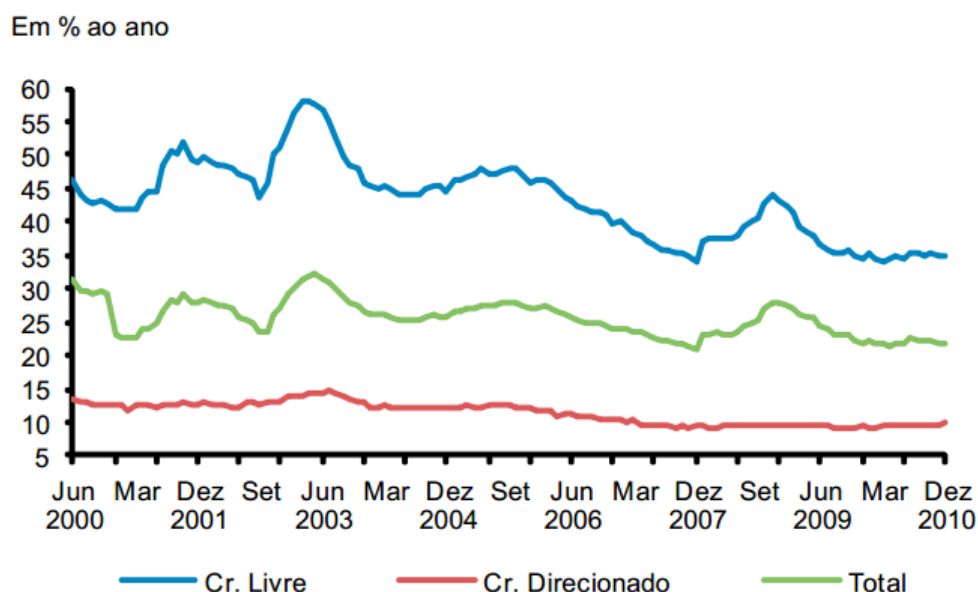


Figura 2: Taxa de juros média referente ao crédito total, livre e direcionado do Sistema Financeiro Nacional - retirado de Lundberg (2011)

No gráfico observamos que a taxa de juros nominal total passa de cerca de 45% em 2000 para cerca de 35% em 2010. Em especial, se nos atentarmos exclusivamente para crédito de curto prazo, observamos também uma queda significativa na taxa de juros real para essas operações, passando de cerca de 48% pra 31% ².

Em resumo, tem-se no Brasil um mercado de crédito em franca expansão devida, possivelmente, a diversas melhorias institucionais; marcado por forte presença do Estado e com altas taxas de juros de equilíbrio.

Quanto aos serviços formais de poupança de alta liquidez - depósitos a vista somados aos depósitos de poupança de pessoas jurídicas e de pessoas físicas - não observamos uma expansão tão expressiva segundo os dados do ESTBAN. Como podemos ver na Figura 3 ³ a razão depósitos sobre PIB passou de 13% em 2000 para 15% em 2010, com desvio médio de 1% em relação à média do período.

²Dados estimados a partir dos dados disponíveis no site do BCB. Um ponto a se destacar é que essa estimativa é calculada com informações de apenas 80%, em média, dos fluxos presentes na conta "Empréstimos e Títulos Descontados", pois as taxas de juros dos demais fluxos não são disponibilizadas publicamente no site do BCB.

³Dados calculados a partir do ESTBAN e de informações de rentabilidade da poupança do site do BCB .

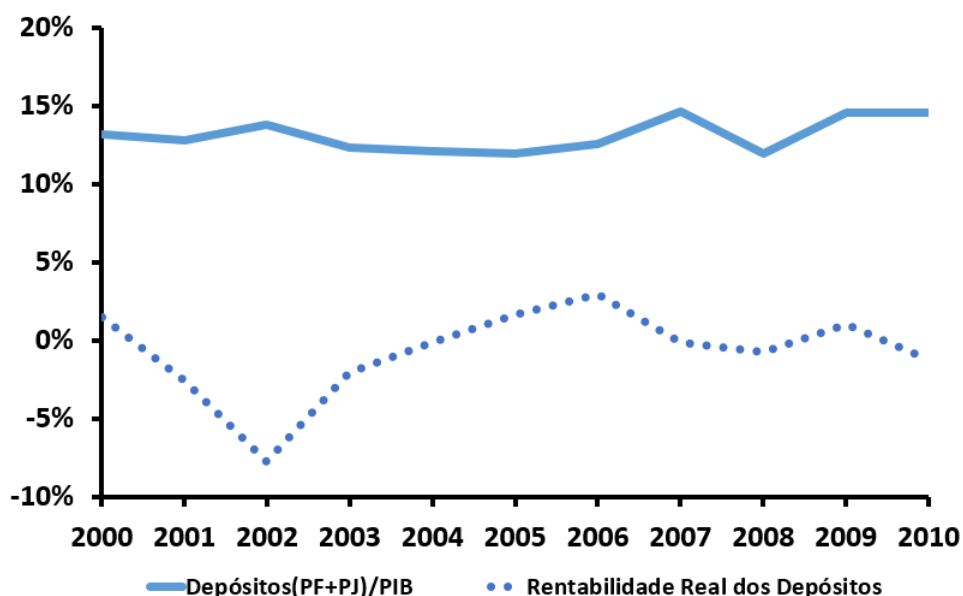


Figura 3: Razão de depósitos sobre o PIB e rentabilidade real dos Depósitos

Essa estabilidade se deu apesar de algumas mudanças estruturais sobre a poupança (em média 75% dos depósitos na década de 2000) que ocorreram no período. Segundo Annibal (2012), o aumento da alíquota de Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF) em 2004 em conjunto com a mudança na metodologia de cálculo da taxa referencial em 2006 afetou de forma relevante a rentabilidade relativa da poupança na década de 2000. No entanto, em termos reais, podemos observar na figura 3 que, de fato, a rentabilidade manteve-se em torno de zero, sendo em média -0,6% no período analisado. Assim, podemos notar que o comportamento da poupança formal não se alterou muito no período, constatação que está em consonância com a relativa estabilidade da rentabilidade real da poupança que observamos.

3 Modelo Teórico

A fim de compreender o mercado de crédito e poupança para o consumidor brasileiro utilizaremos dois modelos teóricos a serem estimados, os quais são descritos na duas próximas subseções.

3.1 Modelo de Poupança Líquida

Consideramos um modelo com agentes heterogêneos no qual os agentes se diferenciam em dois aspectos: quanto ao acesso a crédito e quanto ao choque transitório observado. Descreveremos primeiramente o problema individual e depois

discutiremos o problema agregado.

3.1.1 Problema Individual

Seguiremos a linha de modelos proposta pela literatura de poupança precaucionária, em específico, utilizamos uma adaptação da modelagem proposta por Carroll (1997) e Kaboski e Townsend (2011). Sendo Y_{t+1} a renda observada do indivíduo em $t + 1$ e S_t o estoque de poupança líquida de t trazida a valores de $t + 1$, então definimos que em $t + 1$ a riqueza líquida dos indivíduos L_{t+1} é dada por:

$$L_{t+1} \equiv Y_{t+1} + S_t(1 + r) \quad (1)$$

Seguindo a literatura de poupança precaucionária assumimos que a renda corrente Y_{t+1} consiste em um componente permanente de renda P_{t+1} e um componente transitório U_{t+1} aditivo em logs:

$$Y_{t+1} \equiv P_{t+1}U_{t+1} \quad (2)$$

em que P_{t+1} segue um *random walk* (em log) baseado em um choque N_t com *drift* G , ou seja:

$$P_{t+1} = P_t G N_{t+1} \quad (3)$$

Por fim, assumimos que há restrição de crédito. Supomos que o crédito é limitado por um limite que é um múltiplo \underline{s} do componente permanente da renda, logo

$$S_t \geq -\underline{s}P_t \quad (4)$$

Dessa forma, o problema do consumidor fica:

$$V(P_0, L_0) = \underset{\{C_t > 0, S_t\}_{t=1}^{\infty}}{Max} \mathbb{E}_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} \frac{C^{1-\rho}}{1-\rho}$$

st. $C_t + S_t = L_t$ e (1) (2) (3) (4)

em que a expectativa é tirada sobre as sequências de choque de renda permanente N_t e sobre os choques de renda transitória U_t . Esses choques são assumidos i.i.d, ortogonais e log-normalmente distribuídos:

$$\begin{aligned} \ln(N_t) &\sim N(0, \sigma_N^2) \\ \ln(U_t) &\sim N(0, \sigma_U^2) \end{aligned}$$

Portanto, temos o seguinte espaço de estados $\{L, P\}$ e de parâmetros $\{\underline{s}, \phi\} = \{r, \sigma_N^2, \sigma_U^2, G, \beta, \rho, \}$. Para reduzir o espaço de estados e obter uma solução estacionária num modelo que comporte crescimento, normaliza-se o problema pela renda permanente. Tomando as variáveis minúsculas como variáveis normalizadas

e assumindo que para uma variável x qualquer valha que $x_t = x$ e $x_{t+1} = \bar{x}$, segue que:

$$\begin{aligned}
V(P, L) &= P^{1-\rho} v(\ell) \\
v(\ell) &= \underset{c>0, s}{Max} \frac{c^{1-\rho}}{1-\rho} + \beta \mathbb{E} \left[\left(\bar{P}/P \right)^{1-\rho} v(\bar{\ell}) \right] \\
st. \quad &c + s = \ell \\
&\left(\bar{P}/P \right) = G\bar{N} \\
&s \geq \underline{s} \\
&\bar{\ell} = \bar{y} + \frac{s(1+r)}{\left(\bar{P}/P \right)} \\
&\bar{y} = \bar{U}
\end{aligned}$$

Substituindo as restrições na função objetivo obtemos:

$$v(\ell) = \underset{-\underline{s} < s \leq \ell}{Max} \frac{(\ell - s)^{1-\rho}}{1-\rho} + \beta \mathbb{E} \left[(G\bar{N})^{1-\rho} v \left(\bar{U} + \frac{(1+r)s}{G\bar{N}} \right) \right] \quad (5)$$

Esse problema não tem solução analítica, assim sendo, resolvemos a otimização computacionalmente. Como resultado obtemos a *policy function* ótima para a poupança $S(L_t, P_t, U_t, N_t; \underline{s}, \phi)$ e, por consequência, a *policy function* ótima para o consumo $C(L_t, P_t, U_t, N_t; \underline{s}, \phi)$.

3.1.2 Problema Agregado

Assumimos que a economia de cada município pode ser dividida em dois grupos. Um grupo que representa $\lambda_c\%$ da população que tem acesso a crédito e a poupança ($\underline{s} > 0$) e o restante com acesso apenas a poupança ($\underline{s} = 0$). Essa será a heterogeneidade imposta referente a acesso a crédito, a qual é simples. Agora, a heterogeneidade que assumiremos quanto a choques transitória, é mais complexa. A partir da análise da previsão do modelo e dos dados utilizados notou-se que o modelo era incapaz de gerar os níveis de poupança e crédito observados, considerando intervalos de parâmetros razoáveis e considerando a variância da renda agregada existente nos dados. Logo, surgiu a necessidade de permitir mais variância da renda individual. Para tanto seguiremos uma ideia retirada da discussão feita em Deaton (1991) na qual o autor indica que variâncias agregadas são menores do que as individuais, entre outros motivos, pela presença de correlações negativas entre os choques individuais. De maneira informal, temos que os choques individuais se anulam, gerando um choque agregado observado muito menor do que aquele que se observa no nível individual. Assim, mantendo-se o nível de

variância agregada, se supusermos que sempre teremos indivíduos com choques transitórios positivos na renda e indivíduos com choques transitórios negativos na renda ⁴ em cada município e a cada instante, conseguiremos permitir níveis de incerteza na renda individual maiores. Para tanto, buscamos tomar a estrutura mais simples o possível. Assumimos que cada um dos grupos acima (indivíduos com ou sem acesso a crédito) pode ser dividido em n outros grupos que recebem um choque transitório negativamente correlacionados com o choque dos demais. Assim, tomando por σ^2 a variância dos choques transitórios individuais (que se assume por simplicidade igual entre os grupos) e por γ o módulo do coeficiente de correlação (novamente igual entre os grupos) segue que:

$$\begin{bmatrix} \ln(U_1) \\ \ln(U_2) \\ \vdots \\ \ln(U_n) \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}; -2\gamma\sigma^2 \begin{bmatrix} -(2\gamma)^{-1} & 1 & \cdots & 1 \\ 1 & -(2\gamma)^{-1} & \cdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 1 & \cdots & -(2\gamma)^{-1} \end{bmatrix} \right) \quad (6)$$

Assumimos que esses indivíduos a cada instante observam rendas distintas, mas que a média geométrica dessas rendas é a renda agregada. Ou seja:

$$Y_t = \prod_{i=1}^n Y_{ti}^{\frac{1}{n}} = \prod_{i=1}^n (P_t U_{ti})^{\frac{1}{n}} = P_t \prod_{i=1}^n U_{ti}^{\frac{1}{n}} = P_t U_t \quad (7)$$

Por fim, mantendo-se a variância do choque agregado como σ_U^2 , pode-se mostrar que vale a seguinte relação entre as variâncias agregada e individual:

$$\sigma^2 = \frac{n}{1 - \gamma(n - 1)} \sigma_U^2 \quad st. \quad \gamma < \frac{1}{2(n - 1)} \quad (8)$$

em que o primeiro termo vem do cálculo da variância do log do choque agregado e o segundo termo vem da condição imposta para que a matriz de variância-covariância seja positiva definida e que, portanto, exista uma distribuição normal multivariada. Nessa estrutura, vemos que quanto maior o número de indivíduos que se supõe, maior será a variância individual. Assim, conjecturamos que escolher o número de indivíduos é similar a escolher a variância agregada. Nesse sentido, optamos por escolher a variância individual e depois verificamos quantos indivíduos aproximadamente precisamos supor para obter essa variância individual. Fazemos isso porque a computação necessária para estimar a variância agregada é muito mais simples do que a necessária para estimar o número de indivíduos com choques transitórios distintos dentro de um município (n altos envolvem aproximar integrais de ordens altas, o que é computacionalmente custoso). No entanto, mantemos dois indivíduos, pois dessa forma permitimos que o modelo retorne algo

⁴Quando dizemos choques negativos estamos nos referindo a choques menores do que um e quando dizemos choques positivos nos referimos a choques maiores do que um.

que observamos nos dados agregados: crédito e poupança positivos em um dado instante. Assim, tomamos $n = 2$, estimamos o modelo permitindo escolher a variância da renda agregada e depois olhamos qual o n equivalente a esta renda agregada estimada. Por simplicidade escolhemos tomar o máximo de correlação negativa possível tomando $\gamma = \frac{1}{2(n-1)} - 0.001$.

Dadas essas heterogeneidades, podemos definir as variáveis agregadas:

$$S^+(L_t, P_t, U_t, N_t; \underset{\sim}{s}, \phi) = S(L_t, P_t, U_t, N_t; \underset{\sim}{s}, \phi) * \mathbb{I}(S(L_t, P_t, U_t, N_t; \underset{\sim}{s}, \phi) > 0)$$

$$S^-(L_t, P_t, U_t, N_t; \underset{\sim}{s}, \phi) = -S(L_t, P_t, U_t, N_t; \underset{\sim}{s}, \phi) * \mathbb{I}(S(L_t, P_t, U_t, N_t; \underset{\sim}{s}, \phi) < 0)$$

então o agregado de crédito e poupança será:

$$AS^+(L_t, P_t; \theta) = \sum_{i \in \{0, \underset{\sim}{s}\}} \lambda(i) \sum_{j=1}^n \frac{1}{n} S^+(L_t, P_t, U_t^j, N_t; i, \phi)$$

$$AS^-(L_t, P_t; \theta) = \sum_{i \in \{0, \underset{\sim}{s}\}} \lambda(i) \sum_{j=1}^n \frac{1}{n} S^-(L_t, P_t, U_t^j, N_t; i, \phi)$$

$$AC(L_t, P_t; \theta) = \sum_{i \in \{0, \underset{\sim}{s}\}} \lambda(i) \sum_{j=1}^n \frac{1}{n} C(L_t, P_t, U_t^j, N_t; i, \phi)$$

em que $\lambda(i) = \mathbb{I}(i = \underset{\sim}{s})(\lambda_c) + \mathbb{I}(i = 0)(1 - \lambda_c)$ e $\theta = \{\lambda_c, \phi\} = \{\lambda_c, G, r, \sigma_N^2, \sigma_U^2, \beta, \rho, \underset{\sim}{s}\}$, ou seja, há oito parâmetros no modelo considerado.

3.2 Modelo de Poupança e Crédito

Com o intuito de melhorar a previsão e o ajuste do modelo, estendemos o modelo para comportar a presença de taxas de juros distintas para poupança (r^+) e crédito (r^-). Motivou-se tal atitude pela constatação de que no período de 2000-2010 o juros real de tomada de empréstimo de curto prazo no Brasil chegava, em média, a cerca de 42% enquanto que a taxa de juros real da poupança estava em cerca de -1%, ou seja, um modelo que considerasse uma taxa de juros só tenderia a incentivar um nível maior de poupança e um nível maior de crédito do que de fato se observa.

Do ponto de vista teórico, a extensão do modelo é razoavelmente simples. Basta que redefinamos a equação de liquidez (1) para:

$$L_{t+1} \equiv Y_{t+1} + ((1 + r^+)S_t^+ - (1 + r^-)S_t^-) \quad (9)$$

Assim como a restrição orçamentária:

$$C_t = L_t - (S_t^+ - S_t^-) \quad (10)$$

De tal sorte que o problema recursivo normalizado se resume a:

$$v(\ell) = \underset{\substack{0 < s^- \leq \underline{s} \\ 0 < s^+ \leq \ell}}{\text{Max}} \frac{(\ell - s^+ + s^-)^{1-\rho}}{1-\rho} + \beta \mathbb{E} \left[(G\bar{N})^{1-\rho} v \left(\bar{U} + \frac{((1+r^+)s^+ - (1+r^-)s^-)}{G\bar{N}} \right) \right]$$

Novamente, esse problema não tem solução analítica, assim sendo, resolvemos a otimização computacionalmente. Como resultado obtemos a *policy function* ótima para a poupança $S^+(L_t, P_t, U_t, N_t; \underline{s}, \phi)$ e para o crédito $S^-(L_t, P_t, U_t, N_t; \underline{s}, \phi)$ e por consequência $C(L_t, P_t, U_t, N_t; \underline{s}, \phi)$ em que agora $\phi = \left\{ r^+, r^-, \sigma_N^2, \sigma_U^2, G, \beta, \rho, \underline{s} \right\}$. Os passos seguintes são análogos ao modelo anterior.

4 Metodologia de Estimação

4.1 Dados

As informações de poupança e crédito utilizadas advém do ESTBAN. Trata-se de uma base de dados com informações mensais desde 1989, no nível do município, contemplando a posição mensal dos saldos das principais rubricas de balancetes dos bancos comerciais e dos bancos múltiplos com carteira comercial do Brasil⁵. No entanto, apenas a partir de 2000 o montante de crédito de curto prazo é divulgado separado do crédito total. Utilizamos como informação de crédito de curto prazo de um município a rubrica "Empréstimos e Títulos Descontados", a qual, de forma sucinta, envolve operações de crédito que não sejam financiamentos⁶. Essa conta envolve tanto empréstimos de pessoas físicas quanto empréstimos de pessoas jurídicas. Para o saldo do país como um todo no período de 2007 a 2010, os empréstimos e títulos descontados de pessoa física envolviam em média cerca de 38% do total e de pessoa jurídica cerca de 62% do total. Agora, para os saldos de poupança, consideramos os depósitos à vista somado aos depósitos de poupança. Novamente, consideramos o saldo com pessoas físicas e pessoas jurídicas.

⁵Definição retirada de <http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/estban.asp>.

⁶Segundo Rodrigues, Takeda e Araujo (2004), podemos destacar três grandes modalidades nas operações de crédito: (1) Empréstimos, (2) Títulos Descontados e (3) Financiamentos. Em que dentro do bloco (1) temos: Cheque Especial; Crédito Pessoal; Conta Garantida; Capital de Giro; Vendor; Compror. Já dentro do bloco (2) temos: Duplicatas; Cheques; Outros Títulos Descontados. Por fim, no bloco (3) temos: Aquisição de Veículos; Aquisição de bens (outros); Financiamentos Vendor e Compror; Financiamentos de Projetos. Tomando-se as definições de crédito livre e direcionado da Nota Metodológica do BCB (BCB, 2012), ao considerarmos como crédito a rubrica "Empréstimos e Títulos descontados" estamos lidando basicamente com crédito livre.

Em média, no período de 2000 a 2010, cerca de 78% desse montante era devido a pessoas físicas e 22% a pessoas jurídicas. Utilizamos os saldos financeiros de pessoas jurídicas e pessoas físicas agregadas porque os dados públicos de empréstimo e poupança por município não fornecem distinção entre pessoa física e pessoa jurídica ⁷. Associamos a posição dos saldos no mês de dezembro como o valor dos saldos no ano como um todo. Um último ponto a se destacar é que os dados são do lado do ofertante, ou seja, as informações foram registradas pela instituição financeira e, portanto, o endereço associado a um determinado fluxo é determinado pelo endereço da agência dessa instituição. Assim, em muitos casos esse endereço não será o mesmo endereço do demandante de crédito. Por fim, o universo de municípios considerados pelo ESTBAN no período de 2000 a 2010, intervalo de anos que iremos considerar, é de 3867 municípios. Considerando apenas os municípios com informações para as variáveis de poupança e crédito no período considerado teremos apenas 2832 municípios.

Agora, para o lado da renda, utilizamos o PIB dos Municípios estimado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no período de 1999 a 2011 ⁸. Essa renda, portanto, é calculada do lado do demandante e, dessa forma, não corresponde exatamente aos mesmos agentes dos dados de poupança e crédito. Assumimos que subtraindo a poupança líquida da renda observada do município obtemos o consumo do município e que todo o dinheiro que o indivíduo não consome deve ir para a conta de poupança ou conta corrente. Ignoramos investimento em ativos não financeiros e outros ativos físicos.

A fim de minimizar o problema do fato de a renda ser do lado do demandante de crédito e as variáveis financeiras serem do lado do ofertante de serviços financeiros restringimos nossa amostra a apenas aos municípios em que a participação da poupança na renda e a participação do crédito na renda não ultrapasse 20%. Após esse corte restaram 2159 municípios na nossa base de dados, ou seja, perdeu-se apenas 673 municípios.

Ademais, para que as variações exógenas entre agentes venham somente de diferenças na liquidez inicial, renda permanente inicial e histórias de choques, faz-se necessário que tratemos os dados (KABOSKI; TOWNSEND, 2011). Para tanto, deflacionamos os dados para o ano 2000 utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE e expurgamos variações demográficas entre municípios, variações regionais e de ciclo de negócios ou mesmo outros aspectos não modelados de heterogeneidade não observados de agentes. Para realizar este expurgo reproduzimos a metodologia empregada por Kaboski e Townsend (2011). Nesse sentido, implementamos as seguintes regressões lineares do log da renda, da

⁷Sabemos da imprecisão decorrente de utilizar estes dados para estimar um modelo de consumo, no entanto, tomamos a hipótese forte de que ainda assim é possível se extrair informações relevantes sobre o comportamento de tomada de crédito/poupança dos consumidores brasileiros.

⁸Dados disponíveis em http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pibmunicipios/2011/default_base.shtm .

poupança, do crédito e do consumo:

$$\begin{aligned}
\ln\tilde{Y}_{n,j,t} &= \beta_Y \mathbf{X}_{n,j,t} + \theta_{Y,j,t} + \delta_{Y,n} + e_{Y,n,j,t} \\
\ln\tilde{S}_{n,j,t}^+ &= \beta_{S^+} \mathbf{X}_{n,j,t} + \theta_{S^+,j,t} + \delta_{S^+,n} + e_{S^+,n,j,t} \\
\ln\tilde{S}_{n,j,t}^- &= \beta_{S^-} \mathbf{X}_{n,j,t} + \theta_{S^-,j,t} + \delta_{S^-,n} + e_{S^-,n,j,t} \\
\ln\tilde{C}_{n,j,t} &= \beta_C \mathbf{X}_{n,j,t} + \theta_{C,j,t} + \delta_{C,n} + e_{C,n,j,t}
\end{aligned}$$

em que $\mathbf{X}_{n,j,t}$ é um vetor com variáveis demográficas do município. Utilizou-se as seguintes variáveis demográficas municipais: educação média do trabalhador formal, média de idade do trabalhador formal, horas trabalhadas anuais do trabalhador formal obtidas a partir da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais - Ministério do Trabalho e Emprego) e o número de agências esperadas por município obtidas do ESTBAN. Além disso, controlamos por um efeito fixo temporal que varia entre as regiões para capturar o ciclo de negócios. O R^2 da regressão com *dummies* individuais são 0.989, 0.969, 0.957, 0.988 respectivamente, de tal sorte que as regressões dão conta da maior parte da heterogeneidade e da variação. Os valores de R^2 altos são reflexos do fato de que os efeitos fixos explicam grande parte da variação dos dados. Para construir os dados ajustados avaliamos as explicativas em seus valores médios, utilizando os coeficientes estimados e os resíduos, ou seja:

$$\begin{aligned}
\ln Y_{n,j,t} &= \hat{\beta}_Y \bar{\mathbf{X}} + \bar{\theta}_Y + \bar{\delta}_Y + g_Y(t - 2000) + \hat{e}_{Y,n,j,t} \\
\ln S_{n,j,t}^+ &= \hat{\beta}_{S^+} \bar{\mathbf{X}} + \bar{\theta}_{S^+} + \bar{\delta}_{S^+} + g_{S^+}(t - 2000) + \hat{e}_{S^+,n,j,t} \\
\ln S_{n,j,t}^- &= \hat{\beta}_{S^-} \bar{\mathbf{X}} + \bar{\theta}_{S^-} + \bar{\delta}_{S^-} + g_{S^-}(t - 2000) + \hat{e}_{S^-,n,j,t} \\
\ln C_{n,j,t} &= \hat{\beta}_C \bar{\mathbf{X}} + \bar{\theta}_C + \bar{\delta}_C + g_C(t - 2000) + \hat{e}_{C,n,j,t}
\end{aligned}$$

Em que g_k são taxas de crescimento médias. Em seguida, reescalamos os dados ajustados de tal sorte que as médias antes do ajuste fiquem idênticas às médias após o ajuste. Na tabela 1 seguem algumas estatísticas descritivas dos dados ajustados e dos dados demográficos utilizados.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis ajustadas (empilhadas) e das variáveis demográficas utilizadas (empilhadas) no ajuste para o período de 2000 a 2010

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	1%	99%
Renda (em milhares)	23749	345.224,3	80.927,5	201.395,6	579.075,7
Poupança (em milhares)	23749	29.659,5	14.635,1	11.095,8	67.511,2
Crédito (em milhares)	23749	16.971,0	11.008,4	2.931,6	55.697,2
Consumo (em milhares)	23749	332.535,9	80.365,7	190.812,1	566.905,4
Horas Trabalhadas do Trab. Formal (anual, em milhares)	23749	15.007,4	41.285,1	321,7	186.151,1
Educação Média do Trab. Formal	23749	8,8	1,5	4,9	11,7
Idade Média do Trab. Formal	23749	35,4	2,2	30,9	41,1
# de Agências	23749	3,8	6,8	1,0	31,0

4.2 Cálculos Numéricos

Devido ao fato de esse trabalho valer-se de diferentes métodos de otimização em diferentes partes da construção das estimativas faz-se necessário descrevê-las com maior detalhe.

4.2.1 Problema Individual

Nesse trabalho lidamos com um modelo de escolha contínua, de tempo discreto e de espaço de estados contínuo que não possui solução analítica. Portanto, tal modelo só pode ser resolvido aproximadamente usando métodos computacionais. Seguindo a apresentação de Miranda e Fackler (2004), utilizamos o método de colocação (*collocation method*) para obter a solução do problema. Para tanto, primeiro escrevemos a função aproximada como uma combinação linear de funções base $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_n$ cujos coeficientes de colocação c_1, c_2, \dots, c_n são coeficientes a

serem determinados:

$$V(s) \approx \sum_{j=1}^n c_j \phi_j(s) \quad (11)$$

Segundo, ao invés de impor que a equação de Bellman valha para todo o contínuo de estados, impõe-se que os coeficientes de colocação sejam tais que a equação valha nos nodos de colocação s_1, s_2, \dots, s_n . De tal sorte que no fim obtemos o seguinte sistema de equações (não linear) com n equações e n variáveis desconhecidas:

$$\sum_{j=1}^n c_j \phi_j(s_i) = \underset{x \in X(s_i)}{\text{Max}} \left\{ f(s_i, x) + \beta \mathbb{E}_\epsilon \sum_{j=1}^n c_j \phi_j(g(s_i, x, \epsilon)) \right\}, \quad \forall i = 1, \dots, n$$

Em que x é a variável de ação, $f(s, x)$ é a função de recompensa dada a ação x e estado s e $g(s_t, x_t, \epsilon_t) = s_{t+1}$ é a função de transição dada a ação x_t , o estado s_t e o choque aleatório exógeno ϵ_{t+1} que é conhecido no período. Como o modelo é estocástico, computamos a esperança numericamente. Independentemente do método de quadratura selecionado, a variável aleatória contínua é substituída por uma aproximação discreta que assume valores e_1, e_2, \dots, e_K com probabilidades w_1, w_2, \dots, w_K respectivamente, em que K é o número total de combinações de choques possíveis, ou seja, e_k é um vetor com uma combinação de choques e w_k é o produtório das probabilidades associadas. Assim o sistema pode ser reescrito como:

$$\sum_{j=1}^n c_j \phi_j(s_i) = \underset{x \in X(s_i)}{\text{Max}} \left\{ f(s_i, x) + \beta \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n w_k c_j \phi_j(g(s_i, x, e_k)) \right\}, \quad \forall i = 1, \dots, n$$

Para solucionar esse sistema, utilizamos CompEcon Toolbox para MATLAB construído por Miranda e Fackler (2004). Tomamos um esquema de interpolação de *splines* com 10 nodos de colocação. Escolhemos *splines* porque esse esquema é mais adequado para o nosso caso em que há uma descontinuidade da derivada na região em que se passa de restrito a crédito para não restrito. Utilizamos o método de Newton para solucionar a equação de colocação e para solucionar a escolha da ação ótima. Utilizamos uma rotina de quadratura também do CompEcon Toolbox que utiliza uma quadratura de Gauss-Hermite.

Tomando-se $f(\ell, s) = \frac{(\ell-s)^{1-\rho}}{1-\rho}$, $\epsilon = (U, N)$, $g(\ell, s, \epsilon) = \frac{Rs}{GN} + U$, com $\ell \in [0, +\infty)$ e $s \in [-\tilde{s}, \ell]$ temos o modelo de poupança líquida normalizado recursivo proposto com a exceção do termo $(GN)^{1-\rho}$ no argumento da expectativa. Para podermos utilizar a rotina do CompEcon Toolbox sem ser necessário alterarmos o código, tomamos a solução prática de normalizar as probabilidades dos choques permanentes (N), ou seja, $w_{norm}^N = (Ge^N)^{1-\rho} w^N$. Verificamos que esse procedimento

entrega soluções equivalentes àsquelas resultantes do emprego de uma técnica específica para solucionar o modelo como a proposta por Deaton (1991) e Carroll (1997) ⁹. O mesmo vale para o modelo de crédito e poupança.

4.2.2 Condições Suficientes para se ter uma Contração

Uma questão relevante para a estimação de um modelo estrutural é definir em qual espaço de parâmetros se permitirá procurar os parâmetros ótimos. Para tanto, nos guiamos a partir de condições suficientes presentes na literatura para que o nosso problema seja uma contração e, portanto, admita forma recursiva. Baseamos-nos em Carroll (1996). A prova proposta pelo autor para que o modelo seja uma contração pode ser adaptada para o modelo desse trabalho, bastando que se tome duas hipóteses: (1) $\mathbb{P}(Y = 0) = 0$ e (2) $\ell > 0$. A primeira hipótese é facilmente atendida pelo fato de que tomamos uma aproximação (discretização) da distribuição log-normal, a qual leva sempre a níveis mínimos de renda estritamente positivos. Já a segunda será uma hipótese que assumimos. Discutimos melhor as implicações dessa hipótese logo abaixo. Assim sendo, dado (1) e (2), a partir de Carroll (1996) temos que uma condição suficiente para que tenhamos uma contração é dada por:

$$(1 + r)\beta\mathbb{E}_t(GN_{t+1})^{-\rho} < 1 \quad (12)$$

Isso no caso do modelo de poupança líquida. Como $N^{-\rho} \sim \ln N(0, \rho^2\sigma_N^2)$, então $\mathbb{E}(N^{-\rho}) = e^{\frac{\rho^2\sigma_N^2}{2}}$. Tomando o \ln na condição acima e considerando a aproximação $\ln x \approx x - 1$ obtemos

$$\frac{(r - \delta)}{\rho} + \rho\frac{\sigma_N^2}{2} < g \quad (13)$$

em que $\beta = \frac{1}{1+\delta}$ e $G = 1 + g$. Além disso, note que:

$$\ell > 0 \Leftrightarrow -(1 + r)\underline{s} + \underline{U}(\sigma_U) > 0 \Leftrightarrow \underline{U}(\sigma_U) > (1 + r)\underline{s} \quad (14)$$

ou seja, para que a liquidez seja sempre positiva temos que a liquidez no pior dos casos deve ser positiva. Isso se dá quando a poupança passada é o mais negativo possível ($(1 + r)\underline{s}$) e quando a renda realizada é a menor possível (\underline{U}). Note que \underline{U} , o menor valor assumido pela distribuição discretizada do choque transitório, é decrescente no parâmetro σ_U , ou seja, quanto maior a dispersão da distribuição de $\ln(U)$, maior a massa de probabilidade atribuída a estados menores e, portanto, menor o nível de renda mínimo. Essas duas condições guiarão a escolha do espaço de parâmetros.

⁹Utilizamos o programa de Miranda e Fackler (2004) ao invés do programa que construímos a partir de Deaton (1991) e Carroll (1997) porque o primeiro código se mostrou mais eficiente(rápido) e mais robusto a um espaço de parâmetros maior do que o segundo.

Para o modelo de poupança e crédito também temos condições análogas. Como por hipótese $\ell > 0$, então $((1 + r^+)s^+ - (1 + r^-)s^-) \leq (1 + r^+)s^+ < (1 + r^+)\ell$ e, assim, a prova proposta por Carroll (1996) também pode ser adaptada para o modelo de crédito e poupança de tal sorte que as condições suficientes agora são:

$$\frac{(r^+ - \delta)}{\rho} + \rho \frac{\sigma_N^2}{2} < g \quad (15)$$

$$\underline{U}(\sigma_U) > (1 + r^-)\underline{s} \quad (16)$$

Dado que os níveis de juros permitidos no modelo de crédito e poupança serão muito maiores do que no modelo mais simples, a segunda condição passa a ser muito mais importante nesse modelo.

4.2.3 Construção dos momentos - GMM e SMM

Os parâmetros foram identificados por um conjunto de momentos escolhidos. Efetuamos dois conjuntos de estimações. Primeiro estimamos os parâmetros da renda e, em seguida, estimamos os demais parâmetros dos modelos propostos. Optamos por estimar os parâmetros da renda separadamente após constatar que os agregados de crédito e poupança eram altamente sensíveis à incerteza sobre a renda o que levava a um *trade off*: para acertar os momentos da renda piorava-se os momentos dos agregados financeiros e vice-versa.

Para os momentos da renda utilizou-se os momentos propostos por Kaboski e Townsend (2011). Ou seja, o crescimento da renda média ajuda a identificar o componente de *drift* do crescimento da renda, G :

$$m_g(L_t, Y_t, Y_{t+1}; \theta) = \ln(Y_{t+1}/Y_t) - \mathbb{E}[\ln(Y_{t+1}/Y_t)|L_t, Y_t]$$

Já a variância do crescimento da renda sobre diferentes horizontes ($k = 1, \dots, 3$ anos de taxa de crescimento da renda) ajuda a identificar σ_U e σ_N :

$$m_{v,k}(L_t, Y_t, Y_{t+k}; \theta) = [\ln(Y_{t+k}/Y_t) - \mathbb{E}[\ln(Y_{t+k}/Y_t)|L_t, Y_t]]^2 - \mathbb{E}[[\ln(Y_{t+k}/Y_t) - \mathbb{E}[\ln(Y_{t+k}/Y_t)|L_t, Y_t]]^2 | L_t, Y_t]$$

Assim sendo, restam os seguintes parâmetros: $\beta, \rho, r^+, r^-, \underline{s}, \lambda_c$. Dada a limitação de informação optou-se por calibrar os parâmetros da utilidade (ρ e β) segundo valores encontrados na literatura. Tomou-se os valores encontrados por Kaboski e Townsend (2011), ou seja, $\rho = 1.16$ e $\beta = 0.93$. Optamos por utilizar estas estimativas porque nesse artigo os autores utilizam um modelo similar ao que utilizamos de horizonte infinito, restrição de crédito e renda não estacionária e porque acreditamos que parâmetros comportamentais não variam muito entre países diferentes. As estimativas encontradas na estimação da renda foram utilizadas na estimação dos demais parâmetros.

Voltando à discussão dos momentos, como exposto nas seções anteriores optou-se por estimar σ_U no lugar de se estimar n , o número de tipos com choques distintos dentro de um município. Assim, o conjunto de parâmetros a serem estimados fica $\theta' = \left\{ \sigma_U, r^+, r^-, \underline{s}, \lambda_c \right\}$, ou seja, cinco parâmetros. Para estimar esses parâmetros utilizamos seis momentos: primeiros momentos não centrados e segundos momentos centrados do consumo, da poupança e do crédito:

$$\begin{aligned}
m_{c1}(AC_t, L_t, Y_t; \theta) &= AC_t - \mathbb{E}[AC_t | L_t, Y_t] \\
m_{c2}(AC_t, L_t, Y_t; \theta) &= (AC_t - \mathbb{E}[AC_t | L_t, Y_t])^2 - Var(AC_t | L_t, Y_t) \\
m_{s+1}(AS_t^+, L_t, Y_t; \theta) &= AS_t^+ - \mathbb{E}[AS_t^+ | L_t, Y_t] \\
m_{s+2}(AS_t^+, L_t, Y_t; \theta) &= (AS_t^+ - \mathbb{E}[AS_t^+ | L_t, Y_t])^2 - Var(AS_t^+ | L_t, Y_t) \\
m_{s-1}(AS_t^-, L_t, Y_t; \theta) &= AS_t^- - \mathbb{E}[AS_t^- | L_t, Y_t] \\
m_{s-2}(AS_t^-, L_t, Y_t; \theta) &= (AS_t^- - \mathbb{E}[AS_t^- | L_t, Y_t])^2 - Var(AS_t^- | L_t, Y_t)
\end{aligned}$$

Um ponto importante a se destacar é que apenas para os 4 primeiros momentos (estimação da renda) utilizamos o método dos momentos simulados (MSM) para construir a função de desvios dos momentos amostrais em relação aos populacionais. Para os demais utilizamos um GMM típico. Para esclarecer o porquê disso tome X como uma variável amostrada qualquer. Nossas condições de momentos podem ser escritas genericamente como $m(\theta) = [H(X) - \mathbb{E}(H(X) | Y, L; \theta)]$ em que $H(\cdot)$ é uma função qualquer. Assim sendo, para a estimação dos demais parâmetros (que não os da renda) temos momentos que são do tipo $\mathbb{E}(Ph(x_t(\ell_t)) | Y_t, L_t)$ em que x_t é uma *policy function* qualquer. Como $\ell_t = U_t + \frac{(1+r)^{s_t-1}}{GN} = U_t \left(1 + \frac{L_t}{Y_t}\right)$, então $\ell_t = \ell_t(U_t, Y_t, L_t)$. Portanto, tomando-se $H(\cdot) = Ph(\cdot) = \frac{Y}{U}h(\cdot)$, segue que $H = H(U_t, Y_t, L_t)$ e que o momento será $\mathbb{E}(H(U_t, Y_t, L_t) | Y_t, L_t)$. Dessa forma, podemos ver que a esperança é tomada no suporte de U , o que, pela lei das expectativas iteradas, implica que $\mathbb{E}_U \mathbb{E}(H(U_t, Y_t, L_t) | Y_t, L_t) = \mathbb{E}_U(H(U_t, Y_t, L_t))$. Em resumo, todas as condições de momento que dependem exclusivamente das *policy functions* são passíveis de serem calculadas diretamente, pois conhecemos a densidade de U . Contudo, para os 4 primeiros momentos temos momentos do tipo $\mathbb{E}(H(\ln Y_{t+1}) | Y_t, L_t) = \mathbb{E}(H(\ln[GN_{t+1}U_{t+1}GN_t \frac{Y_t}{U_t}]) | Y_t, L_t)$. Ou seja, temos no argumento uma variável aleatória a qual não conhecemos a densidade. O mesmo valendo para $\mathbb{E}(H(\ln Y_{t+k}) | Y_t, L_t)$ para $k > 1$. Assim, para estes 4 primeiros momentos utilizamos MSM, ou seja, sorteou-se uma história de choques permanentes e transitórios e a partir dessas histórias construiu-se trajetórias de renda agregadas para esse município, tirou-se a média de funções dessas trajetórias e construiu-se momentos sintéticos. Para tirar essa média fez-se 200 simulações.

Tendo definido os momentos a serem utilizados e qual a forma de cômputo deles construiu-se os desvios dos momentos amostrais em relação aos populacionais, dado um conjunto de parâmetros θ' .

Por fim, utilizou-se o código fornecido por Kaboski e Townsend (2011) “solveGMMsimplexlevelsrand.m” para encontrar o vetor de parâmetros que minimiza a distância ponderada normalizada dos momentos amostrais em relação aos populacionais. Este código implementa um algoritmo de simplex para encontrar o parâmetro que minimiza a função objetivo do GMM. Adicionalmente, para evitar que o algoritmo fique preso em mínimos locais, o código adiciona um componente aleatório ao simplex.

Para o cômputo dos desvios padrões das estimativas faz-se necessário estimar o jacobiano do vetor de somas ponderadas dos momentos empíricos (função objetivo do GMM). Para tanto utilizamos um código sugerido por Miranda e Fackler (2004) que implementa uma aproximação de diferença finita centrada para a derivada da função objetivo do GMM em relação ao vetor de parâmetros θ' .

5 Resultados da Estimação

Nessa seção reportamos os resultados das estimativas computadas. Um ponto importante a ser destacado é que optamos por dividir a amostra em duas: uma com os anos de 2000 a 2004 e outra com os anos de 2006 a 2010. Denotamos a primeira metade da década de 2000 como o nosso primeiro período e a segunda metade da década como o nosso segundo período. Escolhemos dividir a amostra porque pretendemos tentar captar as mudanças estruturais que ocorreram no mercado de crédito brasileiro em meados da década como descrito na seção 2.

5.1 Estimação dos parâmetros da renda

Após constatarmos que os níveis de incerteza sobre a renda presentes nos dados eram insuficientes para gerar os níveis de poupança e crédito que observávamos, optamos por estimar os parâmetros da renda separadamente para que assim o vetor estimado não distorcesse os parâmetros da renda. Perdemos, assim, eficiência, mas ganhamos um entendimento mais limpo da renda utilizada. Os resultados da estimação seguem nas Tabelas 2 a 4.

Tabela 2: Estimativas dos parâmetros da Renda

2000- 2004	mean	std	t	2006- 2010	mean	std	t	t-dif min	t-dif max
σ_U	0,052	0,000	434,4	σ_U	0,067	0,000	176,4	-29,3	-56,5
σ_N	0,102	0,000	944,3	σ_N	0,091	0,000	329,5	27,6	62,8
G	0,056	0,000	563,2	G	0,056	0,001	104,6	0,3	0,4

Tabela 3: Previsão do modelo - Param. da Renda

2000-04	Dados (Média)	Previsão (Média)	2006-10	Dados (Média)	Previsão (Média)
Cresc. Renda	5,51%	5,48%	Cresc. Renda	5,51%	5,46%

Tabela 4: Teste para *Overidentifying Restrictions* - Param. da Renda

2000-04	Valor obs	Valor Crítico a 5%	2006-10	Valor obs	Valor Crítico a 5%
Estatística J	7,9	5,0	Estatística J	4,7	5,0
J/(# de Mncps)	0,4%		J/(# de Mncps)	0,2%	

As estimativas que obtivemos utilizando o SMM tem erros padrões baixos e previsões de crescimento boas, as quais diferem menos de 0.1 p.p. das efetivas. Quanto ao ajuste do modelo, o resultado é misto. Se para a segunda metade da década de 2000 não rejeitamos que o modelo é válido pelo teste J, para a primeira a metade rejeitamos a hipótese nula de que o modelo é válido. A estatística J dividida pelo número de indivíduos nada mais é do que a soma dos momentos normalizados ponderados pela matriz de pesos ótima. Assim, olhar para $J/(\# \text{ de Mncps})$ nos fornece uma medida simples de ajuste aos dados do modelo. Quanto menor essa medida mais próximo os momentos amostrais estariam dos populacionais considerados. Assim sendo, vemos que apesar de rejeitarmos que o modelo é válido pelo teste J na estimação do primeiro período, o ajuste do modelo nesse período é próximo do ajuste do segundo período: 0,4% contra 0,2%.

Computamos também as estatísticas t usuais com hipótese nula de que a estimativa é zero, o que é um bom indicativo de quão grandes são os erros padrões das estimativas. Para estas estimativas notamos t's bem altos, o que reforça a nossa constatação de que os erros padrões são pequenos para estas estimativas.

Para verificar se estas estimativas são estatisticamente diferentes computamos a estatística t para a diferença das dos parâmetros estimados sob hipótese nula de que eles são iguais. Como possivelmente essas estimativas são correlacionadas, computamos duas medidas: um t máximo que corresponde ao caso limite em que a correlação é positiva de 1 e um t mínimo que corresponde ao outro caso limite em que a correlação é negativa de 1. Caso ambos os t's em valor absoluto sejam maiores do que 1,64 temos que os parâmetros estimados serão diferentes a um nível de confiança de 10%. Caso ocorra que nenhum dos t's seja maior em valor absoluto

do que 1,64 temos o caso que não rejeitaremos que os valores sejam iguais a um nível de confiança de 10%. Caso tenhamos que $t\text{-dif-min} < 1,64 < t\text{-dif-max}$ não podemos fazer uma afirmação sem que façamos alguma hipótese sobre a correlação das estimativas.

Assim sendo, analisando as estatísticas t para as diferenças, encontramos que os parâmetros estimados de variância da renda são diferentes entres os períodos e que o parâmetro de crescimento da renda não é estatisticamente diferente de um período para o outro. De forma específica, obtivemos que o parâmetro de desvio padrão do choque transitório passou de 0,052 para 0,067 e para o choque sobre a renda permanente observamos que a dispersão diminuiu no segundo período passando de 0,102 para 0,091. Assim, obtivemos que a variância do choque sobre a renda permanente nas nossas estimativas é maior do que a variância do choque transitório, o que é um resultado diferente do encontrado na literatura. Por exemplo, Gourinchas e Parker (2002) encontram 0,15 para σ_N e 0,21 pra σ_U já Kaboski e Townsend (2011) encontram 0,31 para σ_N e 0,42 para σ_U . Um outro ponto é que os valores encontrados para a variância do choque transitório são consideravelmente menores do que os reportadas na literatura.

Acreditamos que o fato de a variância do choque permanente ser maior do que a variância do choque transitório deva estar relacionado com a utilização de dados agregados de renda. Isso impactaria as variâncias de duas formas. Primeiro, na direção da discussão realizada em Deaton (1991), usualmente dados agregados apresentam maior persistência, qualidade que é coerente com uma importância maior do choque sobre a renda permanente. Segundo, como discutido acima, na presença de correlações negativas entre os indivíduos, os choques transitórios agregados são menores do que os individuais. Acreditamos também que a agregação deva ser a responsável pelo baixo nível das variâncias dos choques que encontramos.

Como adiantado nas seções anteriores, para que o modelo seja capaz de prever os níveis de poupança e crédito observados permitimos que o parâmetro de variância do choque transitório fique livre para o modelo ajustar nas estimações da próxima seção. Para indicar que essa opção é similar a permitir que o modelo escolha o número de agentes n , na seção seguinte à da estimação dos modelos de poupança apresentamos alguns resultados comparando o ajuste entre as diferentes estratégias.

5.2 Estimação dos demais parâmetros

Nesta seção, estimamos os demais parâmetros do modelo. Utilizamos os parâmetros de utilidade estimados por Kaboski e Townsend (2011) de 1,16 para ρ e 0,93 para β . Para a renda, tomamos como referência os parâmetros da seção anterior, assim fixamos $\sigma_N = 0,10$ e $G = 0,055$. Primeiro estimamos o modelo mais simples, o modelo de poupança líquida, cujos resultados constam nas Tabelas 5 a 7.

Tabela 5: Estimativas do Modelo de Poupança Líquida

2000-2004	mean	std	t	2006-2010	mean	std	t	t-dif min	t-dif max
r	0,040	0,009	4,21	r	0,023	0,008	2,96	0,96	10,10
σ_U	0,133	0,006	20,71	σ_U	0,208	0,004	56,75	-7,37	-26,83
\tilde{s}	0,146	0,046	3,15	\tilde{s}	0,122	0,051	2,40	0,24	4,81
λ_c	0,382	0,094	4,06	λ_c	0,774	0,316	2,45	-0,96	-1,76

Tabela 6: Previsão do Modelo de Poupança Líquida

2000-04	Dados (Média)	Previsão (Média)		2006-10	Dados (Média)	Previsão (Média)	
Consumo	284.202	295.672	mil	Consumo	400.562	414.950	mil
Poupança	22.981	22.945	mil	Poupança	39.263	40.852	mil
Crédito	10.318	9.478	mil	Crédito	26.442	28.639	mil

Tabela 7: Teste para *Overidentifying Restrictions* - Mod. Poup. Líquida

2000-04	Valor obs	Valor Crítico a 5%	2006-10	Valor obs	Valor Crítico a 5%
Estatística J	1936,9	7,4	Estatística J	1922,5	7,4
J/(# de Mncps)	89,7%		J/(# de Mncps)	89,0%	

Para o modelo de poupança líquida obtivemos erros padrões, em geral, pequenos, o que garantiu que todas as estimativas tivessem t's estatísticos suficientemente grandes, apontando certa precisão dos resultados. Em termos de comparação dos parâmetros estimados, podemos fazer afirmações categóricas apenas quanto à variância da renda agregada, a qual passou de cerca de 0,13 para 0,21, um crescimento de cerca de 62%, muito superior ao observado nas estimativas da renda de aproximadamente 29%. Em termos de variância individual, temos, pela equação (8), que os indivíduos se deparam com um σ de 0,26 no primeiro período e de 0,42 no segundo período, níveis de variância compatíveis com os reportados pela literatura. Para os demais parâmetros, não podemos afirmar ao certo se eles

são diferentes de um período para outro. A taxa de juros estimada cai de 4% para cerca de 2%, valores mais baixos do que esperaríamos se considerarmos uma média ponderada pelo tamanho dos fluxos de poupança e crédito dos dados que seriam de $\approx 14\%$ ¹⁰. Acreditamos que essa discrepância vem de dois fatos. Primeiro, não observamos informações adequadas para a estimação precisa da taxa de juros. Segundo, o diferencial entre as taxas de juros da poupança e crédito formais são muito grandes no Brasil. Observamos no país um diferencial de aproximadamente 40%, enquanto que para países como a Tailândia, Kaboski e Townsend (2011)) encontram um diferencial de apenas 4%. No entanto, a redução da taxa de juros vai na direção que intuíamos na análise dos dados agregados do crédito e poupança brasileiros. Já em termos da restrição de crédito, observamos uma redução de 15% da renda permanente anual para cerca de 12% da renda anual, o que vai na direção contrária do que esperaríamos. Acreditamos que isso ocorreu porque para ajustar as médias de poupança, o modelo gerou mais crédito do que o observado, possivelmente devido ao custo baixíssimo do crédito que a hipótese de uma única taxa de juros impõe. Assim, para conter esse aumento, o modelo compensou apertando a restrição de crédito. Em termos de acesso, indo na direção que intuíamos, o modelo indica que houve um expressivo aumento no acesso, quase dobrando. Para a previsão da média empilhada dos agregados, o modelo obtém um resultado satisfatório, diferindo muito pouco dos valores observados. Agora, ao olharmos para o ajuste do modelo como um todo, temos um teste J muitíssimo longe do valor crítico. Analisando os resíduos (valor da função objetivo do GMM no ótimo) encontramos que os principais responsáveis por esse ajuste ruim foram os momentos do consumo, em que o modelo previu um consumo em média maior e uma menor variância do consumo do que o observado.

Agora seguem os resultados obtidos estimando o modelo de crédito e poupança nas Tabelas 8 a 10.

Tabela 8: Estimativas do Modelo de Poupança e Crédito

2000- 2004	mean	std	t	2006- 2010	mean	std	t	t-dif min	t-dif max
r^+	0,003	0,004	0,84	r^+	0,007	0,016	0,42	-0,16	-0,27
r^-	0,243	0,035	6,93	r^-	0,248	0,030	8,16	-0,08	-1,11
σ_U	0,159	0,004	44,05	σ_U	0,197	0,009	21,17	-3,00	-6,77
\tilde{s}	0,092	0,070	1,31	\tilde{s}	0,123	0,055	2,22	-0,24	-2,04
λ_c	0,714	0,537	1,33	λ_c	0,846	0,387	2,19	-0,14	-0,88

¹⁰Dado estimado a partir de informações do site do BCB.

Tabela 9: Previsão do Modelo de Poupança Líquida

2000-04	Dados (Média)	Previsão (Média)		2006-10	Dados (Média)	Previsão (Média)	
Consumo	284.202	290.729	mil	Consumo	400.562	401.641	mil
Poupança	22.981	22.830	mil	Poupança	39.263	37.790	mil
Crédito	10.318	9.672	mil	Crédito	26.442	24.711	mil

Tabela 10: Teste para *Overidentifying Restrictions* - Mod. Poup. e Crédito

2000-04	Valor obs	Valor Crítico a 5%	2006-10	Valor obs	Valor Crítico a 5%
Estatística J	1489,0	5,0	Estatística J	597,6	5,0
J/(# de Mncps)	69,0%		J/(# de Mncps)	27,7%	

Para o modelo de poupança e crédito obtivemos erros padrões, em geral, pequenos, no entanto, não tão pequenos quanto os obtidos anteriormente. Encontramos uma taxa de juros estatisticamente igual nos dois períodos (coerente como exposto na seção 2) e em torno de 0,5% a qual é muito próxima da observada nos dados que é em média -0.6%. Já para a taxa de juros do crédito encontramos um valor também estatisticamente igual nos dois períodos e em torno de 24,5%, valor bem abaixo da média estimada através de dados do BCB de cerca de 43%. Este resultado também contrasta com o encontrado na literatura empírica. Coelho, Mello e Funchal (2012), por exemplo, encontra um efeito de queda nas taxas de juros devido à lei do crédito consignado. Acreditamos que isso se dá pelo fato de não possuímos informações adequadas para se estimar taxas de juros ou mesmo devido à baixa qualidade das informações sobre crédito que possuímos, as quais são poluídas com informações de crédito destinado a firmas e não a consumidores. Quanto à variância do choque transitório agregado, novamente encontramos que elas são estatisticamente diferentes e que há um crescimento. Segundo as estimativas, a variância passou de cerca de 0,16 para 0,20, um crescimento de cerca de 25%, próximo ao observado nas estimativas da renda que era de cerca de 29%. Em termos de variância individual, temos que os indivíduos, pela equação (8), observam um σ de 0,32 no primeiro período e de 0,40 no segundo período, níveis de variância novamente compatíveis com os reportados pela literatura citados acima. Quanto à restrição de crédito, apesar de não podermos afirmar categoricamente que as estimativas são diferentes estatisticamente, observamos um afrouxamento

da restrição, passando de cerca de 9% da renda permanente anual para cerca de 12% da renda anual, o que vai na direção do que esperaríamos. Por fim, quanto ao acesso encontramos que não podemos afirmar que as estimativas são diferentes uma da outra, apesar de observamos um aumento de 71% para 85%, aumento esse que vai na direção que intuíamos. Esse afrouxamento na restrição de crédito e o aumento no acesso dialogam com o indicado na literatura empírica. Por exemplo, esperaríamos da lei do crédito consignado um aumento do acesso ao crédito ao permitir que indivíduos que antes não acessavam a crédito por não terem colaterais agora o acessem. Na linha da discussão feita por Mello e Garcia (2012), o afrouxamento na restrição de crédito pode ser resultado de uma melhora na capacidade das instituições financeiras em avaliar o risco de suas operações devido à criação em 2002 ¹¹ do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central (SCR). Esse sistema contém o histórico de crédito ¹² de tomadores que pode ser consultado pela instituição financeira mediante autorização do tomador.

Ademais, em termos de previsão da média empilhada dos agregados financeiros, novamente encontramos que o modelo obtém um resultado satisfatório, diferindo muito pouco dos valores observados. Já em termos do ajuste do modelo como um todo, observamos também um teste J longe do valor crítico, mas menor do que os observados no modelo mais simples. Isto em especial para o segundo período. Analisando os resíduos (valor da função objetivo do GMM no ótimo) encontramos que o grande responsável desse ajuste ruim ainda são os momentos do consumo. Acreditamos que isso se deve ao fato de que a nossa medida de consumo é ruim, pois consideramos o consumo como o resíduo das variáveis observadas (renda, poupança e crédito). Um ponto interessante é que efetivamente o ajuste do modelo que permite diferentes taxa de juros é até três vezes melhor do que o modelo com uma única taxa de juros. Consideramos que isso se trata de uma contribuição importante para a literatura que busca estudar o mercado de serviços bancários para o consumidor no Brasil. Encontramos que considerar taxas de juros de tomada de crédito e de rentabilidade da poupança diferentes geram modelos que se ajustam melhor ao contexto brasileiro em que esse *spread* é altíssimo.

Nas seções seguintes, tomaremos o modelo estimado pelo modelo de crédito e poupança para o segundo período como *benchmark* para os exercícios que serão realizados nas seções seguintes. Justificamos essa escolha pelo fato de que essa é a nossa estimativa com o melhor ajuste.

¹¹Informação disponível em <http://www.bcb.gov.br/?SCRHISTORICO>

¹²Apenas operações acima de um determinado valor devem ser registradas pelas instituições financeiras, em especial, entre 2003 e 2010 esse valor mínimo era de R\$ 5000,00 (PONTICELLI; ALENCAR, 2013).

5.3 Comparação da estimação com σ_U vs n livre

Nessa seção buscamos levantar uma evidência para a nossa intuição de que estimar o modelo permitindo que se escolha o nível ótimo de variância agregada seria similar a permitir que se escolha o número de tipos de indivíduos dentro de um município. Para tanto, tomamos os dados do segundo período e o vetor de parâmetros estimados correspondente e calculamos a partir deles a previsão e o ajuste do modelo para duas estratégias. Chamamos a estratégia de escolher o número de indivíduo de Modelo I e a estratégia de escolher a variância de Modelo II. Assim, o primeiro será o modelo com 18 indivíduos, em que o número 18 foi escolhido porque ao tomar a variância agregada estimada de 0,067 (tabela 2) geramos o nível de desvio padrão do choque transitório individual de 0,39 (equação 8), o qual é o mais próximo do valor estimado na seção anterior que foi de 0,40 (tabela 8). Já no segundo modelo utilizamos a mesma especificação da seção anterior tomando o nível de desvio padrão agregado de 0,197, o qual é o necessário para que se gere exatamente o nível de incerteza individual de 0,39. Um ponto a se destacar é que utilizamos uma aproximação da função de distribuição mais rústica do que aquela que utilizávamos na seção anterior, tomamos apenas 2 nodos de quadratura ao invés de 4. Fazemos isso porque o número de combinações de 18 choques necessárias para se aproximar uma distribuição de 18 dimensões utilizando apenas 2 nodos é maior do que 200 mil, o que computacionalmente já é custoso, agora, tomando-se 4 nodos esse número torna-se inviável computacionalmente ¹³. Os resultados seguem nas tabelas 11 a 13.

Tabela 11: Parâmetros utilizados na comparação entre as estratégias de estimação

Mod. I	Valor	Mod. II	Valor
n	18	n	2
σ_U	0,067	σ_U	0,197
σ	0,394	σ	0,394
# nodos da quadratura	2	# nodos da quadratura	2

¹³Uma alternativa é utilizar um método de Monte Carlo para estimar os momentos, ao estilo de um SMM. Para este exercício utilizamos um método desse e os resultados, apesar de distintos, levaram às mesmas conclusões. Assim, para manter a consistência metodológica com a seção anterior optamos por também utilizar um método de quadratura gaussiana, mesmo que rústica, para aproximar a distribuição e estimar os momentos por GMM.

Tabela 12: Comparação das previsões das diferentes estratégias de estimação

Mod. I	Dados (Média)	Previsão (Média)		Mod. II	Dados (Média)	Previsão (Média)	
Consumo	400.562	402.364	mil	Consumo	400.562	402.168	mil
Poupança	39.263	41.057	mil	Poupança	39.263	43.196	mil
Crédito	26.442	22.086	mil	Crédito	26.442	22.336	mil

Tabela 13: Comparação dos ajustes do modelo entre as estratégias de estimação

Mod. I	Valor obs	Valor Crítico a 5%	Mod. II	Valor obs	Valor Crítico a 5%
Estatística J	1857,7	5,0	Estatística J	1929,0	5,0
J/(# de Mncps)	86,0%		J/(# de Mncps)	89,3%	

Observamos que a previsão das médias empilhadas e o ajuste de ambos os modelos, apesar de diferentes, são muito próximas. O resultado apresentado não estabelece a equivalência das metodologias, mas traz um indicativo da similaridade das estratégias. Um último destaque é que a aproximação da distribuição aparenta ser bastante relevante para o ajuste do modelo. Utilizar uma aproximação mais rústica da distribuição levou a uma piora de cerca de três vezes do ajuste do modelo.

5.4 Estática Comparativa

Por fim, com o objetivo de explorarmos algumas das potencialidades da estimação de um modelo estrutural para o mercado de serviços financeiros no Brasil, realizamos alguns exercícios de estática comparativa. A princípio, fizemos o seguinte exercício: tomando o vetor de parâmetros estimados para a segunda metade da década de 2000 (θ_2) como base, olhamos que valores médios dos agregados seriam gerados caso tomássemos o vetor de parâmetros estimados para a primeira metade (θ_1). Esse primeiro exercício consta nas tabelas 14 e 15.

Tabela 14: Variação nos parâmetros considerada

	r^+	r^-	σ_U	\tilde{s}	λ_c
θ_1	0,3%	24,3%	15,9%	9,2%	71,4%
θ_2	0,7%	24,8%	19,7%	12,3%	84,6%
$\bar{\theta}$	0,5%	24,5%	17,8%	10,8%	78,0%
$\Delta\theta$	-0,3%	-0,5%	-3,9%	-3,0%	-13,3%

Tabela 15: Médias das Variáveis de Interesse antes (θ_2) e depois (θ_1)

X	X_{θ_2}	X_{θ_1}	\bar{X}
Consumo	401.641	402.259	401.950
Poupança	37.790	29.834	33.812
Crédito	24.711	14.586	19.648

Notamos que utilizar os parâmetros do primeiro período leva a uma redução de cerca de 8 mil no nível médio de poupança, uma redução de 10 mil no nível médio de crédito e um leve aumento do consumo. Agora, a fim de tentar decompor as causas dessas variações realizamos os seguintes exercícios: olhamos qual o nível das variáveis de interesse (X) caso troquemos apenas a coordenada do vetor de parâmetros em seu nível base (θ_2) para o valor anterior (θ_1). Os resultados dessa decomposição constam na tabela 16.

Tabela 16: Estática Comparativa

X	$\Delta_{\theta}X$	$\Delta_{r^+}X$	$\Delta_{r^-}X$	$\Delta_{\sigma_U}X$	$\Delta_{\tilde{s}}X$	$\Delta_{\lambda_c}X$	$\Delta_{\theta}X - \sum_i(\Delta_{\theta_i}X)$
Consumo	618	462	374	4.951	-2.709	-3.333	873
Poupança	-7.956	-515	-45	-8.418	378	534	109
Crédito	-10.125	31	187	-10.472	-3.211	-3.872	7.212

Na última coluna da tabela 16 computamos os efeitos cruzados, os quais são definidos como a variação total menos o somatório das variações individuais dos parâmetros. Assim, por construção, a somatório dos efeitos gera o efeito total.

A fim de contabilizarmos reações das variáveis aos parâmetros de maneira isenta de unidade de medida, computamos as elasticidades no arco correspondentes às variações tomadas. Esses cálculos constam na tabela 17.

Tabela 17: Elasticidades no Arco

	$\frac{\Delta_{r^+} X}{\Delta r^+} \frac{\bar{r}^+}{\bar{X}}$	$\frac{\Delta_{r^-} X}{\Delta r^-} \frac{\bar{r}^-}{\bar{X}}$	$\frac{\Delta_{\sigma_U} X}{\Delta \sigma_U} \frac{\bar{\sigma}_U}{\bar{X}}$	$\frac{\Delta_{\tilde{s}} X}{\Delta \tilde{s}} \frac{\bar{\tilde{s}}}{\bar{X}}$	$\frac{\Delta_{\lambda_c} X}{\Delta \lambda_c} \frac{\bar{\lambda}_c}{\bar{X}}$
Consumo	-0,2%	-4,4%	-5,7%	2,4%	4,9%
Poupança	2,4%	6,3%	114,4%	-4,0%	-9,3%
Crédito	-0,2%	-45,1%	244,9%	58,0%	115,9%

Os resultados encontrados vão de acordo com a intuição usual, ou seja: (1) um aumento na taxa de juros da poupança desincentiva o consumo, incentiva a poupança e reduz a necessidade de empréstimo dada a melhora do rendimento do estoque de poupança; (2) o aumento da taxa de juros para a tomada de empréstimo reduz o consumo do agente ao forçar um acúmulo maior de poupança precaucionária e desincentiva o crédito ao torná-lo mais caro; (3) um aumento na variância da renda gera uma queda no consumo devido a um aumento na poupança precaucionária e um aumento no crédito devido a uma maior ocorrência de choques muito ruins; (4) Uma redução na restrição de crédito ou um aumento do acesso ao crédito permite que o consumo médio aumente ao possibilitar que os indivíduos gastem menos com poupança precaucionária ao se valerem de mais crédito para suavização de consumo.

Em termos absolutos, notamos que os efeitos mais importantes para o período analisado foram: (a) em termos de consumo o efeito mais importante foi o aumento da incerteza sobre a renda que gerou uma leve queda no consumo, apesar da melhora no acesso a crédito e do afrouxamento da restrição de crédito; (b) em termos de poupança notamos que o efeito predominante foi também o aumento da incerteza sobre a renda, que foi responsável por quase a totalidade do aumento da poupança observada; (c) em termos de crédito notamos que o efeito do aumento da incerteza também foi o mais relevante representando cerca de 60% dos efeitos positivos, no entanto, logo em seguida observamos que os efeitos do aumento no acesso e afrouxamento da restrição de crédito com cerca de 20% cada. Destaca-se também a importância dos efeitos cruzados no atenuamento do crescimento do crédito e o fato de que o aumento no acesso a crédito aparentar ser mais relevante ao crescimento do crédito total do que o afrouxamento na restrição de crédito.

Assim, nossos resultados apontam que parte da expansão do crédito que discutimos na seção 2 efetivamente se deu por melhorias estruturais do mercado de crédito brasileiro. Essas melhorias institucionais podem se refletir tanto em termos

de gerar um maior acesso quanto a reduzir a restrição de crédito. Por exemplo, a lei do crédito consignado pode gerar mais acesso a crédito ao permitir que indivíduos que não tinham colateral agora o tenham, assim como pode gerar um afrouxamento na restrição de crédito ao permitir que indivíduos possam melhorar seus colaterais. O resultado que encontramos é que, em se tratando do efeito total (e não só o decorrente dessa lei) das mudanças estruturais no mercado de crédito para consumidor, o aumento do acesso foi mais importante para a expansão do crédito do que a redução da restrição de crédito.

Por fim, em termos relativos, notamos que as elasticidades mais relevantes foram: (a) em termos de consumo, notamos que a sensibilidade do consumo à incerteza na renda é tão importante quanto a sensibilidade do consumo ao acesso ao crédito e à variações na taxa de juros do crédito; (b) em termos de poupança, reforçamos o destaque da sensibilidade da poupança à incerteza sobre a renda; (c) em termos de crédito, temos também o destaque da incerteza sobre a renda, no entanto, os demais parâmetros também tem destacada sensibilidade. Observamos que o crédito é cerca de duas vezes mais sensível a incerteza na renda do que ao acesso a crédito e cerca de cinco vezes mais sensível à incerteza na renda do que a restrição de crédito e a taxa de juros. Uma última ressalva é que a alta sensibilidade dos agregados à incerteza sobre a renda reforçam o destaque do motivo precaucionário de poupança como destacado por Carroll (1997).

6 Conclusão

A última década foi singular para o mercado de bancário brasileiro devido às diversas melhorias institucionais que se refletiram em uma forte expansão do crédito. Compreender quais foram os canais dessa expansão e o quanto eles impactaram o mercado tem sido uma questão recorrente na literatura econômica sobre o Brasil. Nosso trabalho encontra que, além da incerteza sobre a renda, as principais variáveis para se compreender a expansão do crédito no Brasil foram, em ordem de importância, o aumento do acesso ao crédito e o afrouxamento da restrição de crédito. Além disso, em concordância a uma extensa literatura sobre as relações entre consumo e poupança, encontramos que o motivo precaucionário também se destaca como principal motivo a se poupar no Brasil, na medida em que a incerteza sobre a renda é o parâmetro que destacadamente influencia o estoque de poupança.

Para obter tais resultados propusemos um aparato teórico e metodológico para construir e estimar um modelo que se ajustasse à realidade brasileira e à limitação dos dados existentes para Brasil. Assim, esse trabalho inova ao estimar um modelo estruturalmente, apesar das diversas dificuldades e hipóteses fortes assumidas, expondo e organizando as dificuldades decorrentes de tal opção. Também abrimos espaço para que se discuta alternativas de abordagens e que se compreenda e se

ênfatize a necessidade da coleta de certas informações. Nesse contexto, destacamos o desenvolvimento de um modelo com taxas de juros distintas para poupança e crédito que atestamos ter melhor ajuste à realidade brasileira.

Em se tratando de futuras extensões, podemos citar três grupos. Primeiro, em termos das bases de dados, é possível investigar a capacidade de estabelecer vínculos institucionais a fim de se obter dados mais desagregados que separem as informações de pessoas jurídicas das informações de pessoas físicas. Outro ponto em que é possível avançar seria pensar em formas alternativas à utilizada nesse trabalho de se restringir a amostra a fim de minimizar o problema do descasamento entre os agentes que auferem a renda daqueles que demandam serviços financeiros. Já no segundo grupo de possíveis extensões estão as alternativas de modelagens que podem ser testadas, tais como: permitir que haja um grupo em autarquia; modelar calote; permitir que haja um custo de migrar de um regime para outro; desenhar outra heterogeneidade que a de choques observados. Por fim, o terceiro e último grupo, concerne a estratégias de estimação. Há espaço para que se estude o uso de outros conjuntos de momentos; que se calibre outras variáveis (como as taxas de juros); que se divida a amostra em regiões; que se estime o modelo para o período como um todo.

Referências

AIYAGARI, S. R. Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 109, n. 3, p. 659–84, August 1994.

ANNIBAL, C. A. *Determinantes da Captação Líquida dos Depósitos de Poupança*. Brasil, dez. 2012.

ARAUJO, A.; LUNDBERG, E. *A Nova Lei de Falências – uma Avaliação*. Brasil, 2004. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/seminarioecobancre/port/v\%20-\%20lei\%20de\%20fal\%C3\%AAncias\%20-\%204jsb.pdf>>.

BCB. *Nova estrutura de dados de crédito*. Brasil, 2012. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/ftp/infecon/notaempr.pdf>>.

BCB. *Juros e Spread Bancário*. Brasil, 2014. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/faq.asp>>.

BESLEY, T. Nonmarket Institutions for Credit and Risk Sharing in Low-Income Countries. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 3, p. 115–127, Summer 1995.

CARROLL, C. D. Buffer stock saving: Some theory. Manuscript. 1996. Disponível em: <<http://www.econ2.jhu.edu/people/ccarroll/bufferstockbpea.pdf>>.

CARROLL, C. D. Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 112, n. 1, p. 1–55, February 1997.

COELHO, C. A.; MELLO, J. M. D.; FUNCHAL, B. The Brazilian Payroll Lending Experiment. *The Review of Economics and Statistics*, v. 94, n. 4, p. 925–934, November 2012.

DEATON, A. Saving and Liquidity Constraints. *Econometrica*, v. 59, n. 5, p. 1221–48, September 1991.

GOURINCHAS, P.-O.; PARKER, J. A. Consumption Over the Life Cycle. *Econometrica*, v. 70, n. 1, p. 47–89, January 2002.

KABOSKI, J. P.; TOWNSEND, R. M. A Structural Evaluation of a Large Scale Quasi-Experimental Microfinance Initiative. *Econometrica*, v. 79, n. 5, p. 1357–1406, 09 2011.

LIGON, E.; THOMAS, J. P.; WORRALL, T. Informal Insurance Arrangements with Limited Commitment: Theory and Evidence from Village Economies. *Review of Economic Studies*, v. 69, n. 1, p. 209–244, 2002.

LUNDBERG, E. L. *Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – o que diferencia o mercado de crédito brasileiro?* Brasil, nov. 2011.

MELLO, J. M. P. D.; GARCIA, M. G. Bye, bye financial repression, hello financial deepening: The anatomy of a financial boom. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 52, n. 2, p. 135–153, 2012.

MIRANDA, M. J.; FACKLER, P. *Applied Computational Economics and Finance*. EUA: MIT Press, 2004. ISBN 9780262633093.

PONTICELLI, J.; ALENCAR, L. S. *Celeridade do Sistema Judiciário e Créditos Bancários para as Indústrias de Transformação*. Brasil, out. 2013.

RAY, D. *Development Economics*. EUA: Oxford University Press, 1998. ISBN 9780195646542.

RODRIGUES, E.; TAKEDA, T.; ARAUJO, A. *Qual o Impacto das Garantias Reais nas Taxas de Juros de Empréstimos Bancários no Brasil? Uma Breve Avaliação com Base nos Dados do SCR*. Brasil, 2004.

TOWNSEND, R. M. Risk and Insurance in Village India. *Econometrica*, v. 62, n. 3, p. 539–91, May 1994.

ZELDES, S. P. Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, v. 97, n. 2, p. 305–46, April 1989.