

Determinantes da Demanda por Crédito em Cheque Especial na Economia Brasileira

RESUMO: Neste artigo, técnicas econométricas são empregadas para modelar e analisar de forma empírica os determinantes da demanda por crédito em cheque especial no Brasil. Para isso são estimados dois modelos: um estático e outro dinâmico usando técnicas de regressão de resposta discreta. Os dados foram organizados em painel balanceado, contemplando 56.898 clientes de cheque especial no período de outubro de 2004 a julho de 2010, objetivando analisar as influências demográficas, macroeconômicas e características individuais dos tomadores de crédito na demanda por crédito pessoal. As estimativas realizadas nos permitiram chegar às seguintes conclusões: (i) existe forte sensibilidade da demanda por cheque especial quando ocorrem variações na inflação e na taxa de desemprego. Quando a inflação aumenta, a procura por crédito diminui sensivelmente; e quando a taxa de desemprego cresce a demanda por cheque especial sobe. (ii) os tomadores de crédito reagem de forma diferente perante seus rendimentos e região. (iii) Apesar do baixo efeito, a variável dependente defasada apresentou-se significativa. (iv) com exceção da variável escolaridade, as demais variáveis demográficas mostraram-se significativas.

Palavras-chave: Cheque especial; Demanda por crédito; Dados em painel.

Códigos JEL: D12;D91;E41;E51;G21

ABSTRACT: In this paper, econometric techniques are employed to model and analyze empirically the determinants of the demand credit limit in debt card in Brazil. For this are estimated two models: one static and other dynamic regression techniques using discrete response. The data were organized in balanced panel, composing by 56.898 customers that used the credit limit in debt card during the period 2004:08 to 2010:07. The purpose of this paper is to analyze the influences demographic, macroeconomic and individual characteristics of borrowers in demand for personal credit. Estimates made us to the following conclusions: (i) there is strong sensitivity of demand for credit limit in debit card when there are changes in inflation and unemployment. When the inflation is growing, the use of credit limit gets down. And when the unemployment is getting bigger, the demand for credit limit grows. (ii) The borrowers react differently to their income and region. (iii) Despite the low end, the lagged dependent variable showed to be significant. (iv) except the education variable, other demographic variables were significant.

Keywords: Credit limit; Credit demand; Panel data.

JEL Codes: D12;D91;E41;E51;G21

Carlos Eduardo Balbi
Silveira*

* Caixa Econômica Federal. E-mail:
cadubalbi@yahoo.com.br.

1. Introdução

A concessão de crédito vem ocupando cada vez mais espaço na economia brasileira desde a implantação do Plano Real. Uma das mudanças do mercado foi em relação ao cliente pessoa física, que até então tinha pouco acesso ao crédito, e passa a ter maior disponibilidade de produtos como cheque especial, cartão de crédito, crédito consignado e financiamentos habitacionais e de veículos.

No ano de 1994, o sistema bancário brasileiro passou por profunda mudança, seguindo a queda e estabilização da inflação. Para continuar atuando, as instituições financeiras precisaram diversificar suas fontes de receitas, através do aumento das operações de crédito e das receitas de prestação de serviço, além de promoverem melhorias na gestão de seus custos, por meio do enxugamento do quadro de pessoal e reestruturação de processos.

A partir de meados de 2003, após a retração do crédito provocada pela crise eleitoral de 2002, tem-se início um processo de retomada do crédito na economia brasileira¹. O crédito sai do piso de 22% do PIB em janeiro de 2003 e alcança 46% do PIB em dezembro de 2010². Com isso, os bancos passaram a concorrer de forma mais intensa por meio de lançamento de novos produtos, inovações tecnológicas e segmentação de seus clientes.

Este ciclo de crédito no Brasil ganha fundamental importância para análises econômicas, principalmente quando se trata dos recursos livres destinados às pessoas físicas que tem sido o principal destaque deste novo ciclo de crédito (OLIVEIRA, 2006). Neste sentido, torna-se importante entender como uma pessoa física se comporta perante o novo contexto econômico, pois, apesar deste tipo de demanda por crédito criar novas perspectivas com relação à lucratividade bancária, ela gera um ambiente propenso a maiores riscos e incertezas.

Uma maneira de avaliar o comportamento do consumidor quando ele decide por demandar um determinado tipo de crédito é verificar quais fatores colaboram para esta decisão. Existe uma vasta literatura internacional que trata deste assunto, onde vários autores têm analisado a demanda por crédito sob diversos enfoques, tais como: demográficos, psicológicos, macroeconômicos, sociais, bancários, entre outros. Segundo Davies e Lea (1995), as diferenças históricas, políticas, culturais e sociais perante o crédito entre povos, explicam em parte os diferentes comportamentos observados entre países face ao endividamento. E, de fato, em determinados momentos, a vasta literatura internacional chega a conclusões distintas com relação aos fatores que influenciam a demanda por crédito.

Nos trabalhos internacionais investigados, os principais resultados encontrados foram referentes à taxa de juros de empréstimo influenciando negativamente a demanda por crédito, as variáveis demográficas impactando significativamente na decisão do tomador por demandar crédito, bem como as condições macroeconômicas de cada país, principalmente a inflação, taxa de desemprego, produto interno bruto e a oferta de crédito, como podemos notar em alguns trabalhos expostos abaixo.

Fase (1995), analisando o mercado de crédito holandês, constatou como principal conclusão de seu trabalho, que a taxa de juros de empréstimo mostrou-se significante na determinação da demanda por crédito. Valverde et al. (2002), argumentam que a taxa de juros real de empréstimos possui relação negativa com a demanda por crédito e, tanto o nível de atividade econômica quanto o crescimento econômico real esperado possuem relação positiva. Catão (1997) concluiu que a principal causa para a queda no volume de crédito na Argentina foi que a elevação do nível de risco dos tomadores de crédito deu-se por causa do aumento das taxas de desemprego e da taxa de juros de empréstimo.

Em estudos realizados para o produto Cartão de Crédito nos Estados Unidos, Lopes (1999) constatou que a taxa de inadimplência é negativamente correlacionada com a expectativa de desemprego, o limite de crédito tem grande impacto na probabilidade

¹ Segundo Oreiro, Paula e Basílio (2010), os condicionantes mais gerais deste processo de crescimento do crédito são: a renda, o produto, certa redução da taxa nominal de juros, a estabilidade macroeconômica e a mudança de perfil da dívida pública.

² Informações colhidas do site: www.ipeadata.gov.br

de *default* e a taxa de inadimplência decresce com o aumento do nível de escolaridade. Gross e Souledes (2002) verificaram que aumentos nos limites de crédito geram um aumento imediato e significativo do endividamento. Soman e Cheema (2002) perceberam também que, quando os consumidores recebem informações a respeito de seus ganhos futuros, a propensão a utilizar o limite de crédito aumentava, além de observarem que os consumidores mais jovens e os consumidores menos instruídos possuem maior propensão a utilizar o limite disponibilizado. Chien e Devaney (2001) observaram que o nível de educação foi positivamente correlacionado com o nível de utilização do cartão de crédito e verificaram que a situação profissional também possui uma relação positiva com a utilização do produto tratado e, Lusardi e Tufano (2009), concluíram que indivíduos com pouco conhecimento sobre suas dívidas e experiências financeiras tendem a incorrer em taxas de juros mais altas e alto custo de captação.

Para avaliar questões que envolvem variáveis demográficas, Livingstone e Lunt (1992) observaram uma relação negativa entre a idade dos indivíduos e a utilização do crédito e constataram que as questões sócio-demográficas têm pouco efeito no endividamento. Para os Estados Unidos, Lea, Webley e Levine (1993) chegaram à conclusão que os tomadores de crédito mais endividados tinham uma maior probabilidade de serem jovens ou possuírem renda baixa e destacaram que as questões sócio-demográficas são fatores importantes na determinação da dívida de um tomador de crédito. Davies e Lea (1995) verificaram uma relação positiva entre idade e endividamento em uma análise referente a uma população estudantil, além de constatarem que os estudantes do sexo masculino tinham uma maior probabilidade de estarem endividados do que os do sexo feminino.

Sob um contexto macroeconômico, Geanakoplos e Dubey (2010) mostram que o aumento da oferta de cartões de crédito tem um profundo efeito inflacionário sobre os níveis de preços. Além disso, a intervenção do regulador do sistema financeiro pode desfazer boa parte dos ganhos de eficiência sofridos pelo mercado. Boyd, Levine e Smith (2001) encontram evidências que existe significativa relação negativa entre a inflação e o desenvolvimento do setor bancário. Além disso, observam que a relação entre a inflação e atividade do setor financeiro é não-linear, para economias com taxas de inflação anual acima de cerca de 15%, há uma grande queda no desenvolvimento do sector financeiro em relação aos países com taxas de inflação menores. Carling et al(2007) constataram que o hiato do produto, a curva de juros e as expectativas dos consumidores de desenvolvimento econômico futuro tem poder explicativo significativo para o risco de inadimplência de empresas Suecas e, Agarwal e Liu(2003), concluem que a taxa de desemprego é fator preponderante para determinar a inadimplência no produto cartão de crédito de clientes norte-americanos, elevações na taxa de desemprego aumentam a taxa de inadimplência. Além disso, observam que a oferta de crédito esta negativamente relacionada com a probabilidade de *default*.

Nos trabalhos nacionais estudados, poucos foram os estudos encontrados que avaliam diretamente a demanda por credito no Brasil sob a perspectiva proposta neste trabalho. Dentre estes, destacam-se o trabalho de Barros e Araújo (1991) que avaliaram a demanda por crédito rural entre 1989/90 e constataram que a taxa de juros de empréstimo influencia negativamente a demanda por crédito. O trabalho de Cavalcante, Crocco e Jayme (2004), que verificam que tanto a demanda quanto a oferta de crédito em regiões menos desenvolvidas são menores do que aquelas observadas em regiões desenvolvidas por conta da preferência por liquidez. Carneiro, Salles e Wu (2005), verificam o papel do crédito como mecanismo de transmissão da política monetária e concluem que o aumento da taxa de juros afeta diretamente a capacidade de as firmas se endividarem, ainda avaliaram a hipótese de que a taxa de cambio afeta a capacidade da firma de se endividar e concluíram que, uma desvalorização de 1% no cambio reduz a capacidade de investimento das firmas em 0,25%.

Assim, o objetivo principal desse trabalho é identificar os determinantes da demanda por crédito pessoal, na modalidade de utilização do cheque especial, na economia brasileira durante o período recente. De maneira que possamos identificar os principais determinantes da demanda por crédito pessoal, tendo por base um modelo estático de dados em painel. Analisar a recursividade da demanda por crédito pessoal através de modelo dinâmico. Verificar o impacto de variáveis relacionadas a características dos indivíduos e aspectos demográficos sobre a demanda por crédito e analisar a influência de variáveis macroeconômicas agregadas sobre a demanda individual de crédito.

Apesar da importância, a literatura sobre a demanda por crédito sob o enfoque dado neste trabalho ainda é escassa no Brasil. Provavelmente, isto ocorre por causa da história recente do crescimento da oferta de crédito. Por isso, o presente trabalho procura contribuir com a literatura nacional apresentando técnicas alinhadas aos estudos mais atuais da literatura internacional, introduzindo este enfoque para o produto cartão de débito/cheque especial e gerando resultados que possam promover inovações na gestão pública e bancária, de tal forma que a demanda por crédito possa ser regulada com o objetivo de promover o crescimento econômico com o controle adequado dos riscos.

Sob a perspectiva da literatura internacional, este trabalho busca adicionar à escassa análise da demanda por crédito no cartão de débito/cheque especial, a perspectiva macroeconômica e sócio-demográfica, com o objetivo de mostrar que a maioria destas variáveis exercem efeito significativo e podem colaborar para o entendimento da demanda por este produto.

O presente artigo mostrará em suas seções subsequentes a metodologia utilizada para o desenvolvimento deste estudo, apresentando o modelo empírico desenvolvido por Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007) utilizado como base para a presente análise, a definição do modelo de escolha discreta com dados em painel e o modelo dinâmico de escolha discreta com dados em painel. Apresentar-se-á, também neste tópico, os testes de raiz unitária para dados em painel e para séries temporais, o modelo econométrico e a descrição dos dados. A seguir serão mostrados os resultados para os testes de raiz unitária e para os modelos definidos na metodologia. E, por fim, será apresentada a conclusão dos resultados.

2. Metodologia

2.1 Modelo Empírico

Levando em consideração que o propósito deste trabalho é investigar os determinantes de crédito disponibilizado através da concessão de limite de crédito no cheque especial, será estimado um modelo estático e outro dinâmico com base no modelo empírico proposto por Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007).

Os autores propõem e implementam uma abordagem para testar restrições de financiamento explorando micro dados de empréstimos para compra de carros, para isso, utilizam um modelo probit para dados em painel. Tomam como base o fato de que as restrições de financiamento têm implicações específicas para certas características da procura por empréstimos, especialmente a taxa de juros do empréstimo e a sua maturidade. Sugerem, também, que é particularmente promissor se as informações de contratos sobre o empréstimo forem combinadas com os dados das características socioeconômicas e demográficas das famílias. Dessa forma, pode-se identificar quais famílias são as mais prováveis de enfrentar restrições de liquidez.

Para definirem a equação de estimação da elasticidade da procura de empréstimos de automóveis com relação à taxa de juros e vencimento, utilizam o modelo do ciclo de

vida como forma de obter alguma intuição para a demanda por empréstimos na presença de restrição de liquidez. Além disso, consideram a taxa de juros e a maturidade como resultados de um processo de pesquisa por parte dos clientes, por isso tratam-nas como variáveis endógenas³.

Para contornar este problema, Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007) utilizaram a dedução de impostos⁴ sobre a taxa de juros e a maior durabilidade dos carros para a construção de instrumentos como forma de resolver o problema de endogenia da taxa de juros e da maturidade.

A equação desenvolvida por Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007) para estimar as elasticidades da procura de empréstimos de automóveis com relação à taxa de juros e vencimento, assumindo a normalidade dos erros, é escrita como se segue:

$$l^* = \ln(L^*) = x\theta_l + f(r, m) + \varepsilon \quad (1)$$

onde $f(r, m)$ assume duas formas funcionais para a análise:

$$f(r, m) = \gamma_1 r + \gamma_2 m \quad (2)$$

$$f(r, m) = \gamma_1 r + \gamma_2 m + \gamma_3 r^2 + \gamma_4 m^2 + \gamma_5 r m + \gamma_6 r^3 + \gamma_7 m^3 + \gamma_8 r^2 m + \gamma_9 m^2 r \quad (3)$$

Desta forma, L^* é definido como o montante do empréstimo desejado. A variável dependente assume a forma logarítmica porque os empréstimos não podem ser negativos. x é um vetor de variáveis que captam os efeitos do ciclo de vida e demográficos, bem como os efeitos macroeconômicos sobre o montante do empréstimo.

As variáveis r e m são a taxa de juros e o prazo do empréstimo, respectivamente, sendo ambas consideradas endógenas. Finalmente, ε_{it} é um termo de erro não observado e normalmente distribuído.

Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007) modelaram os dados com base em uma regressão probit de escolha discreta, onde a variável dependente assume três condições:

- 0, não compra ou compra veículo sem financiar;
- 1, compra o veículo e financia menos do que 100%;
- 2, compra o veículo e financia 100%

O modelo utilizado neste trabalho tomará como base o que foi proposto por Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007). Em equilíbrio, a equação poder ser representada por:

$$\begin{cases} l_{it}^* = 0, \text{ se } \ln(L_{it}^*) = K\theta_{it} + H\delta_t + \varepsilon_{it} = 0 \\ l_{it}^* = 1, \text{ se } \ln(L_{it}^*) = K\theta_{it} + H\delta_t + \varepsilon_{it} > 0 \end{cases} \quad (4)$$

onde, L_{it}^* é definido como o percentual de utilização do limite do cheque especial do indivíduo i no tempo t . A variável dependente, l_{it}^* segue uma forma binária⁵, com:

- $l_{it}^* = 1$, caso o tomador de crédito utilize, todo ou em parte, o limite disponibilizado;
- $l_{it}^* = 0$, caso o tomador de crédito não utilize o limite disponibilizado.

E ainda, θ_{it} é um vetor de variáveis que captam os efeitos demográficos, individuais e características do produto, δ_t é um vetor de variáveis que captam os efeitos macroeconomicos e ε_{it} é um termo de erro não observado e normalmente distribuído.

A regressão estimada assume a normalidade dos erros⁶ e exogeneidade da variável taxa de juros de empréstimo do produto e a variável tempo de empréstimo não é analisada nesta situação por causa da característica do produto estudado. Cabe ressaltar, que o produto em questão é um crédito rotativo, ou seja, o crédito fica disponível ao cliente para que ele possa usar a qualquer momento e pagar, ou não, dentro do prazo em que ele não é considerado inadimplente.

³ Para chegarem a esta conclusão, assumem que o mercado de empréstimo de carros possui cláusulas contratuais que variam significativamente entre fontes de financiamento e entre as características do produto. Além disso, argumentam que múltiplas fontes de empréstimo pode ser um indicativo que o racionamento de crédito surge como um fenômeno de equilíbrio na presença de informação assimétrica.

⁴ Esta decisão é baseada no impacto da reforma fiscal americana de 1986 sobre os juros aplicados ao empréstimo para o consumidor.

⁵ O presente estudo tem como principal objetivo avaliar o processo de decisão de escolha do tomador com relação à utilização do cheque especial, por este motivo foi adotado um modelo de escolha discreta da forma binária.

⁶ Conforme Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007).

A hipótese adotada para a taxa de juros é razoável. O contexto analisado por Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007) é relacionado a um produto que trata de empréstimos para aquisição de veículos nos Estados Unidos, já o produto tratado neste trabalho é de crédito rotativo, onde não existe prazo para pagamento de prestações constantes. Neste caso, podemos descartar a análise de prazo para o produto em questão e tratar a variável taxa de juros como exógena já que o consumidor, quando recorre a este tipo de crédito, não está tão preocupado com a taxa de juros e sim em cobrir custos que venham a ultrapassar o valor de sua renda.

2.2 Modelo de escolha discreta com dados em painel

Para avaliar os determinantes da utilização ou não do limite de crédito disponibilizado a um cliente que utiliza o cheque especial, faz-se uso dos modelos de regressão de dados em painel que apresentam variável dependente discreta. Tal decisão levou em consideração o fato de que a variável dependente é uma variável que possui valores entre 0 e 1. Segundo Maddala (1992), o uso de uma função linear leva a estimativas tendenciosas e inconsistentes dos coeficientes quando a variável dependente é limitada.

Em modelos de escolha discreta, a variável dependente é normalmente representada por uma variável de escolha binária, assumindo o valor 1 quando o evento acontece e valor 0 caso contrário. Na situação em questão, a escolha do tomador de crédito entre utilizar o limite de crédito disponível ou não utilizar pode ser representada da seguinte forma:

- $y_{it} = 1$, caso o tomador de crédito utilize, todo ou em parte, o limite disponibilizado;
- $y_{it} = 0$, caso o tomador de crédito não utilize o limite disponibilizado.

Um modelo de regressão para uma variável binária y_{it} observada para os indivíduos $i=1,...,n$ no tempo $t=1,...,T$ pode ser vista em termos de variável latente conforme Greene (2008):

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T \quad (5)$$

$$y_{it} = 1 \text{ se } y_{it}^* > 0 \text{ e } y_{it} = 0, \text{ caso contrário,}$$

onde x_{it} é o vetor linha de variáveis explicativas de dimensão K , β é o vetor de coeficientes de dimensão $K \times 1$, y_{it}^* é a variável latente não-observada, y_{it} é a variável resposta de interesse e ε_{it} é o erro composto aleatório. Na abordagem de efeitos fixos ou aleatórios, considera-se $\varepsilon_{it} = \mathcal{G}_{it} + \mu_i$. Dessa forma, o modelo (9) passa a ser:

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \mathcal{G}_{it} + \mu_i, \quad i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T \quad (6)$$

onde μ_i é a heterogeneidade individual não observada e $\mathcal{G}_{it}$ é o resíduo aleatório. Os modelos de efeitos fixos e aleatórios são distinguidos através do relacionamento entre x_{it} e μ_i . Se μ_i é não correlacionado com x_{it} , a distribuição condicional $f(\mu_i/x_{it})$ não depende de x_{it} , o que produz um modelo de efeitos aleatórios. Se a distribuição é não-restrita, e x_{it} e μ_i podem ser correlacionados, então tem-se o modelo de efeitos fixos.

O presente trabalho adota a aleatoriedade dos efeitos individuais por ser tratar de dados de quase 60.000 indivíduos com características distintas. Por isso, esta seção aborta somente a teoria dos modelos binários com efeitos aleatórios. Para maiores informações a respeito dos modelos de efeitos fixos ver Greene (2008).

2.3 Modelo dinâmico de escolha discreta com dados em painel

Um modelo de dados em painel é considerado um modelo dinâmico quando o valor defasado da variável dependente (y_{it-1}) for uma das variáveis explicativas.

Um modelo de efeitos fixos ou aleatórios de respostas binárias para dados em painel com a variável dependente defasada, segundo Greene (2008), é dado por:

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \gamma y_{it-1} + \alpha_i + U_{it}, i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T \quad (7)$$

onde $y_{it} = 1$ se $y_{it}^* > 0$ e 0 caso contrário

$$P(y_{it} = 1 / x_i, \alpha_i, y_{i0}, \dots, y_{i,t-1}) = F_U(x_{it}'\beta + \gamma y_{it-1} + \alpha_i), \quad (8)$$

$$P(y_{i0} = 1 / x_i, \alpha_i) = p_0(x_i, \alpha_i), \quad (9)$$

Onde:

- y_{it} é a variável indicadora do consumo de crédito do indivíduo i no tempo t ;
- y_{it-1} é a variável indicadora do consumo de crédito do indivíduo i no tempo $t-1$;
- y_{i0} é a variável indicadora do consumo de crédito do indivíduo i no tempo inicial;
- y_{it}^* é a variável do processo latente que guia a participação na decisão;
- x_{it} é o vetor $K \times 1$ das variáveis independentes no tempo t ;
- α_i é o efeito individual não observado;
- U_{it} são os erros transitórios que são assumidos como iid com função de distribuição $F_U(-a) = F_U(a) \forall a \in R$;
- γ e β são parâmetros de interesse.

Para a construção de um modelo dinâmico de resposta binária, duas questões devem ser abordadas:

- i. Como tratar as observações iniciais;
- ii. Como distinguir uma real dependência intertemporal das decisões de uma dependência meramente espúria.

A primeira questão é relevante para a dedução de estimadores consistentes. A segunda questão é importante também, pois a dependência temporal observada entre os eventos podem ocorrer a partir de certos acontecimentos verificados em experiências passadas que podem alterar o comportamento individual, ou ainda devido a uma sucessão de perturbações não observadas e correlacionadas ao longo do tempo, ou ainda, devido à combinação das duas hipóteses. Para entender esta questão, a variável dependente pode ser colocada, de forma defasada, como variável regressora.

Da equação (7) deduz-se que o processo y_{it} para $t = 1, \dots, T$ é uma cadeia de markov com dois estados (0,1) com probabilidades de transição não-estacionárias⁷ dadas por:

$$P_{it}(0,1) = p(y_{it} = 1 / y_{i,t-1} = 0) = p(x_{it}'\beta + \alpha_i + U_{it} > 0), \quad (10)$$

Assumindo que U_{it} tenha função de probabilidade simétrica em torno de zero, obtém-se:

$$P_{it}(0,1) = p(U_{it} > -(x_{it}'\beta + \alpha_i)) = p(U_{it} < x_{it}'\beta + \alpha_i) = F(x_{it}'\beta + \alpha_i) \quad (11)$$

A estimação dos parâmetros da regressão é obtida através do método da máxima verossimilhança⁸ a partir da função densidade conjunta das T observações de y_{it} para o i -ésimo indivíduo. Além disso, três hipóteses com relação às condições iniciais são usualmente consideradas:

- As condições iniciais são verdadeiramente exógenas. Desta forma, tem-se que as observações iniciais não tem correlação com o erro transitório.
- Assume-se que o processo no tempo 0 está em equilíbrio.
- Supõe-se que o estado inicial siga um modelo não-dinâmico⁹.

⁷ Para maiores detalhes Silva (2008) sugere ver Chay e Hyslop (2000).

⁸ Ver Silva (2008) para maiores detalhes a respeito da função verossimilhança para modelos dinâmicos com efeitos aleatórios.

⁹ Silva (2008) sugere ver Heckman (1981) para maiores detalhes.

Se a função deste modelo for uma função acumulada de distribuição logística, tem-se um modelo logit para as condições iniciais. Portanto, para avaliarmos se a existência de experiências passadas com relação ao consumo de crédito proveniente do cheque especial está afetando o comportamento do tomador de crédito hoje, o presente trabalho avaliará o consumo do demandante de crédito sob o contexto apresentado acima.

Para o estudo em questão utilizaremos a proposta feita por Wooldridge (2005) que sugere modelar a distribuição de efeitos não observados α_i condicionando-a ao valor inicial e às variáveis explicativas exógenas. Em (8), Wooldridge (2005) supõe que a probabilidade da variável resposta y_{it} assumir o valor 1 depende somente do valor da resposta imediatamente anterior $y_{(i,t-1)}$, dados os valores de x_{it} , α_i , y_{i0} , ..., $y_{i,t-1}$ onde x_{it} satisfaz a hipótese de exogeneidade estrita.

2.4 Teste de raiz unitária para dados em painel

Diversos artigos exploram a utilização de painéis para testar a integração de variáveis econômicas (MADDALA e KIM, 1998). Dentre estes destacam-se os artigos de Levin e Lin (1992) e (1993) e o de Im, Pesaran e Shin (1997).

Levin e Lin (1993) usam como hipótese nula a existência de séries integradas para cada indivíduo, contra a hipótese alternativa de todos os indivíduos terem séries estacionárias. Assim, a hipótese nula impõe uma restrição transversal entre as diversas equações individuais, sobre os coeficientes de autocorrelação parcial de primeira ordem. O modelo desenvolvido por Levin e Lin (1993) pode ser descrito da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \alpha_0 + \rho y_{it-1} + \sum_{l=1}^p \phi_{il} \Delta y_{it-l} + u_{it}, \text{ onde } u_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_{it} u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

E suas hipóteses são:

$$H_0: \rho = 0 \quad (13)$$

$$H_1: \rho < 0 \quad (14)$$

Segundo Maddala e Wu (1999), a maior limitação do teste de Levin-Lin é que ρ é o mesmo para todas as observações. Para algumas circunstâncias a hipótese nula faz sentido, mas a hipótese alternativa é forte demais para qualquer caso empírico.

O teste de Im, Pesaran e Shin (1997), IPS, tem como hipótese nula a não estacionariedade das séries temporais individuais e recorre a estatística *lagrange multiplier* (LM) para cada grupo presente no painel. O teste é menos restritivo que o de Levin e Lin (1993) em termos de heterogeneidade das dinâmicas e da estrutura de variâncias intergrupos e em termos de velocidade de convergência das dimensões temporal e seccional. Adicionalmente, o teste IPS permanece consistente mesmo que a hipótese alternativa admita que uma parcela das séries individuais exiba raízes unitárias. Segundo os seus autores, o teste IPS é relativamente robusto perante diferentes configurações em termos de *trends* e de estruturas de variâncias e covariâncias dos termos de perturbação.

O teste IPS, em seu modelo, parte de um modelo típico de um teste Dickey-Fuller (DF):

$$\Delta y_{it} = \delta_i + \beta_i y_{it-1} + \sum_{l=1}^p \phi_{il} \Delta y_{it-l} + \epsilon_{it} \quad (15)$$

E suas hipóteses são:

$$H_0: \beta_i = 0, \forall i \quad (16)$$

$$H_1: \beta_i < 0, i = 1, \dots, N_1 \quad (17)$$

$$\beta_i = 0, i = N_1 + 1, \dots, N \quad (18)$$

Desta maneira admite-se que nem todos os processos geradores de dados individuais sejam estacionários.

Outro teste que é sugerido por Maddala e Kim (1998) é o teste de Fisher, que consiste numa combinação da evidência fornecida por diversos testes independentes.

Maddala e Wu (1999) expõem que uma importante desvantagem, tanto do teste IPS quanto do teste de Fisher é a incapacidade de ambos de dar conta da correlação contemporânea entre os indivíduos, pois não são propriamente testes de dados em painel, fato que não ocorre com o teste de Levin-Lin que é um teste que leva em consideração a correlação contemporânea entre os indivíduos.

Segundo Maddala e Wu (1999) o teste consiste em realizar N testes de raiz unitária para cada um dos indivíduos no painel e obter o respectivo p -value. Se as estatísticas dos testes são contínuas, com os níveis de significância π_i ($i=1,2,\dots,n$) sendo variáveis independentes e com distribuição uniforme $(0,1)$, e $-2\ln\pi_i$ tendo uma distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade, pode-se usar a propriedade aditiva das variáveis qui-quadrado para obter a estatística $p_\gamma = -2 \sum \ln(\pi_i)$ com distribuição exata $\chi^2(2N)$ e usá-la para efeitos de teste da hipótese nula para raiz unitária. Este teste, também conhecido por teste p_γ de Pearson e é detalhado em Maddala (1977) tem a vantagem de ser relativamente simples na sua implementação, ainda que exija a determinação dos p -values por simulações de Monte Carlo.

Porém, Maddala e Wu (1999) enfatizam que o teste de Levin-Lin é um teste muito restritivo e de pouca utilidade prática. Apesar da consistência do teste em relação às hipóteses ter sido constatada por Levin e Lin (1993), Maddala e Wu (1999) sugerem a utilização dos testes IPS e Fisher em situações de grande heterogeneidade entre os coeficientes do teste.

Independente das críticas, para a escolha das defasagens será adotado o procedimento sugerido por Ng e Perron (1995). Este procedimento consiste em fixar um limite superior l máximo para as equações (15) e (16) e estimar as respectivas regressões por mínimos quadrados ordinários (MQO) para $l=lmáximo$. Se o valor da estatística t for significativo para a última diferença, onde $l=lmáximo$, então é realizado o teste de raiz unitária considerando as l máximas defasagens, caso contrário realiza-se o procedimento novamente com $lmáximo-1$ defasagens até encontrar significância para o coeficiente.

2.5 Teste de raiz unitária para séries temporais

Para as séries temporais, foram usados os testes modificados de Dickey-Fuller aumentado ($MADF^{els}$) e Phillips-Perron (MPP^{els}) de conforme apresentado em Elliot, Rothenberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001) para analisar a estacionariedade das séries. Conforme Divino e Gadelha (2008), estes testes superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979,1981), Said e Dickey (1984) e Phillips e Perron (1988).

Elliot, Rothenberg e Stock (1996) mostram que usar MQO para extrair termos deterministas é ineficiente, especialmente no caso de séries de alta persistência. Por isso, empregam o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{els} na seguinte regressão estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + \epsilon_{tk} \quad (19)$$

Onde $\tilde{y}_t$ é a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ é o operador de primeiras diferenças e ϵ_{tk} é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Para uma seleção apropriada, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem k , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, levando os testes de raízes unitárias a distorções consideráveis. Por isso, desenvolvem o critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem auto-regressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação (17).

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações proposta por Elliot, Rothenberg e Stock (1996) sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste MPP^{els} . Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta do método de mínimos quadrados generalizados (GLS) e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder e menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP.

2.6 Modelo Econométrico

A partir dos dados organizados em dados em painel, será adotado o modelo de regressão de resposta discreta com dados em painel, uma vez que o problema tratado está basicamente associado ao fato do tomador de crédito escolher usar ou não o limite disponibilizado a ele através do produto cheque especial.

Na especificação do modelo, todas as séries que apresentam as características individuais de cada tomador de crédito bem como as variáveis macroeconômicas, com exceção das binárias, foram transformadas em logaritmo na base 10, com o objetivo de minimizar a amplitude das variações.

O modelo estático pode ser representado por:

$$pct_{it} = f(ltxreal_{it}, atraso_{it}, excesso_{it}, idade_{it}, escolaridade_{it}, genero_{it}, norte_{it}, nordeste_{it}, centro_{it}, sudeste_{it}, sul_{it}, classe_{0it}, classe_{1it}, classe_{2it}, classe_{3it}, ltxcambio_t, ltxselicreal_t, ltxdesemp_t, ltxinflação_t, lopcred_t, lpind_t) \quad (20)$$

onde:

Pct = Variável dependente *dummy* que indica 1 se o tomador de crédito está utilizando parte ou todo o limite disponibilizado, e 0 se o tomador de crédito não está utilizando o limite de crédito disponibilizado no cheque especial.

Ltxreal = Representa o logaritmo na base 10 da taxa de juros real cobrada pela instituição financeira ofertante do produto cheque especial. No cálculo da taxa real, foi usado o IGP-DI como deflator.

Atraso = Representa a quantidade de dias em atraso que o cliente tomador de crédito no produto cheque especial se encontra sem honrar com seus compromissos perante a utilização do limite disponibilizado.

Excesso = Representa quantas vezes, em um mês, o cliente utilizou mais do que o limite disponibilizado.

Idade = Representa a idade do cliente.

Gênero = Variável *dummy* para o sexo do cliente. Assume valores 1 para masculino e 0 para feminino.

Escolaridade = Variável *dummy* para o grau de escolaridade do cliente. Assume 1 para nível superior e 0 para ausência de nível superior.

Norte = Variável *dummy* que assume valor 1 se o cliente reside na região Norte e 0 caso contrário.

Nordeste = Variável *dummy* assume valor 1 se o cliente reside na região Nordeste e 0 caso contrário.

Centro = Variável *dummy* assume valor 1 se o cliente reside na região Centro-Oeste e 0 caso contrário.

Sudeste = Variável *dummy* assume valor 1 se o cliente reside na região Sudeste e 0 caso contrário.

Sul = Variável *dummy* assume valor 1 se o cliente reside na região Sul e 0 caso contrário.

Classe0 = Variável *dummy* assume valor 1 se o cliente possui renda até R\$ 700,00 e 0 caso contrário.

Classe1 = Variável *dummy* assume valor 1 se o cliente possui renda entre R\$ 700,00 e R\$ 3000,00 e 0 caso contrário.

Classe2 = Variável *dummy* assume valor 1 se o cliente possui renda entre R\$ 3000,00 e R\$ 7000,00 e 0 caso contrário.

Classe3 = Variável *dummy* assume valor 1 se o cliente possui renda maior do que R\$ 7000,00 e 0 caso contrário.

Ltxcambio = Logaritmo na base 10 do valor médio comercial da relação entre a moeda brasileira e a moeda norte americana.

Ltxdesemp = Logaritmo na base 10 da taxa de desemprego mensal apurada pelo IBGE.

Ltxinflação = Logaritmo na base 10 da taxa de inflação mensal medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA.

Ltxrealselic = Logaritmo na base 10 da taxa de juros real básica da economia, calculada sobre a taxa do OVER SELIC e a taxa de inflação medida pelo IGP-DI.

Lopcred = Logaritmo na base 10 do percentual das operações de crédito aos setores públicos e privados com relação ao Produto Interno Bruto.

Lpind = Logaritmo na base 10 da Produção industrial brasileira mensal.

O modelo dinâmico assume a mesma representação do modelo estático (18), porém com a inclusão da variável dependente defasada como variável explicativa.

2.7 Descrição dos dados

Os dados foram organizados em dados longitudinais balanceados e contemplou 56.898 clientes do cheque especial que utilizaram o produto durante todo o período compreendido entre o mês de outubro de 2004 e o mês de junho de 2010, totalizando 3.925.962 observações em 69 meses. Os dados utilizados foram obtidos na base de informações creditícias de uma grande instituição financeira e do sítio eletrônico do IPEA.

Cabe ressaltar que, os dados referentes às variáveis pct, Ltxreal, Atraso e Excesso do mês de janeiro de 2006, não foram obtidos por ausência de informações. Por isso, estes dados foram complementados com a média dos valores imediatamente anteriores e posteriores.

Abaixo, na Tabela 1, será apresentado as estatísticas descritivas relativas as séries quantitativas.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis quantitativas

Variáveis	observações	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
Atraso	56868	23	197	5145	0
Excesso	56868	0,30	2,29	76	0
Taxa de empréstimo	56868	6,43%	1,77%	7,98%	1,15%
Idade	56868	51	14	85	24
Taxa de câmbio	56868	2,06	0,3	2,78	1,59
Taxa de inflação	56868	0,40%	0,22%	0,87%	-0,21%
Taxa de desemprego	56868	8,86%	1,17%	10,80%	6,80%
Taxa de juros selic	56868	1,04%	0,27%	1,65%	0,59%
Operações de crédito/PIB	56868	34,51%	5,98%	44,57%	26,83%
Produção industrial	56868	118,57	10,54	138,29	94,98

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das saídas do aplicativo SAS 9.2.

Todas as variáveis quantitativas, com exceção das variáveis Atraso e Excesso, apresentaram desvios relativamente baixos com relação à média. O máximo Atraso foi de 5145 dias e o maior número de excessos em um mês foi de 76 excessos. 68% dos clientes analisados possuem idade entre 37 e 65 anos e as operações de crédito com relação ao PIB apresentaram valor mínimo de 26,83% e valor máximo de 44,57%.

3. Análise dos Resultados

3.1 Resultados do teste de raiz unitária para os dados em painel

Os resultados dos testes de Levin-lin, IPS e o de Fisher, apresentados na tabela 3, mostram que a análise dos dados em conjunto apresenta estacionariedade.

A escolha das defasagens utilizadas nos testes, conforme descrito na seção 3.4.1, utilizou a metodologia descrita por Ng e Perron (1995), usando $lm_{\text{máximo}}=6$ defasagens.

Tabela 2 – Teste de raiz unitária para os dados em painel

Variável	Modelo	Levin, Li e Chu	Im, Pesaran e Shin	ADF - Fisher	PP - Fisher	lags	Resultado
ltxreal	C	-270,00*	-200,00*	-442,72*	-443,20*	2	I(0)
Atraso	C	-20,74*	-140,00*	-152,91*	-373,95*	3	I(0)
Excesso	C	-140,00*	-	-178,06*	-178,06*	0	I(0)

Nota: "C" significa constante. "T" significa tendência determinística. (*) significância a 1%; (**) significância a 5%; (***) significância a 10%. O número ótimo de defasagens segue o critério de NG e PERRON (1995), com $l_{\max}=6$.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das saídas do aplicativo STATA 11.

Mais uma vez, todas as variáveis não apresentaram raiz unitária. Cabe ressaltar que a variável excesso, para o teste IPS, não apresentou resultado, isto porque a variável excesso contém muita informação com o valor zero, o que inviabilizou o teste t-bar realizado pelo STATA 11.

Apesar das críticas apresentadas por Maddala e Wu (1999) aos quatro testes realizados neste trabalho, com exceção do teste IPS para a variável excesso, apresentaram resultados significativos ao nível de 1%, o que nos permite concluir que as variáveis testadas não possuem raiz unitária.

3.2 Resultados do teste de raiz unitária para as séries temporais

Os resultados dos testes modificados de Dickey-Fuller aumentado ($MADF^{ls}$) e de Phillips-Perron (MPP^{ls}), apresentados na Tabela 3, mostram que as séries são estacionárias.

Tabela 3 – Teste de raiz unitária para as séries temporais

Variável	Modelo	$MADF^{ls}$	MPP^{ls}	lags	Resultado
ltxcambio	C, T	-60,61*	-70,24*	12	I(0)
ltxdesemp	C	-37,58*	-65,66*	13	I(0)
ltxinflacao	C, T	-63,24*	-51,72*	13	I(0)
ltxselicreal	C	-177,43*	-125,67*	3	I(0)
lpiib	C	-100,15*	-159,12*	10	I(0)

Nota: "C" significa constante. "T" significa tendência determinística. (*) significância a 1%; (**) significância a 5%; (***) significância a 10%. O número ótimo de defasagens segue MAIC, começando com 14 defasagens.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir das saídas do aplicativo EVIEWS 5.

Todas as variáveis avaliadas não apresentaram raiz unitária, ou seja, são estacionárias ao nível de 1%. Cabe ressaltar que todas as variáveis testadas apresentaram valor ótimo dentro dos modelos (C e C, T) e lags especificados na tabela acima.

3.3 Resultado das Estimações

Para interpretar os resultados obtidos de forma clara e objetiva, serão feitas análises do impacto de cada variável independente no modelo estático e dinâmico, bem como análises comparativas com outros trabalhos.

Todas as variáveis, tanto do modelo estático quanto do modelo dinâmico, com exceção da variável escolaridade, apresentaram-se individualmente significantes ao nível de 1%.

Cabe ressaltar que as variáveis foram selecionadas a partir das informações disponíveis no banco de dados da instituição financeira em questão, e com base em diversos estudos que tratam de assuntos semelhantes.

3.3.1 Modelo estático

A variável logaritmo da taxa de juros real de empréstimo apresentou uma relação negativa de com a variável dependente conforme pode ser visto abaixo na Tabela 4. A

variação marginal da variável dependente com relação à variável taxa de juros foi baixa, cerca de -0,025%. Tal condição sugere que a taxa real de juros de empréstimo do produto em questão é fator não tão determinante para que o tomador de crédito modifique a sua posição com relação a sua necessidade de continuar utilizando o limite disponibilizado.

Tabela 4 – Resultados, estimações e efeito marginal do modelo estático

Tabela 4 – Resultados, Estimações e Efeito Marginal do Modelo Estático						
Wald chi2(19) = 33521,00						
Log likelihood = -1660514,4 Prob > chi2 = 0,0000						
Resultado das estimações			Resultado dos efeitos marginais (dy/dx)			
Variáveis	coeficiente	t	P> t	coeficiente	t	P> t
intercepto	-7,62787	-55,21	<0,001			
ltxreal	-0,32305	-43,46	<0,001	-0,02543	-36,34	<0,001
atraso	-0,06292	-109,19	<0,001	-0,00495	-115,63	<0,001
excesso	0,36977	85,29	<0,001	0,02910	77,36	<0,001
idade	-0,01947	-24,92	<0,001	-0,00153	-23,74	<0,001
genero	0,19096	9,14	<0,001	0,01485	9,18	<0,001
escolaridade	0,13980	1,59	0,112	0,01164	1,50	0,133
nordeste	-0,39906	-11,58	<0,001	-0,02863	-12,54	<0,001
centro	-0,36111	-10,49	<0,001	-0,02613	-11,30	<0,001
sudeste	-0,77199	-22,28	<0,001	-0,05109	-25,00	<0,001
sul	-0,74323	-21,52	<0,001	-0,04948	-24,10	<0,001
Classe1	-0,27108	-9,15	<0,001	-0,20260	-9,56	<0,001
Classe2	-0,89220	-29,87	<0,001	-0,59890	-31,51	<0,001
Classe3	-1,77761	-58,15	<0,001	-1,10378	-52,66	<0,001
ltxcambio	-0,08748	-5,27	<0,001	-0,00689	-5,26	<0,001
ltxdesamp	12,46277	46,06	<0,001	0,98094	38,51	<0,001
ltxinflacao	-21,03956	-30,49	<0,001	-1,65601	-28,27	<0,001
ltxselicreal	1,77042	42,90	<0,001	0,13935	35,49	<0,001
lopcred	0,97767	14,46	<0,001	0,07695	14,11	<0,001
lpind	1,36416	60,31	<0,001	0,10737	45,82	<0,001
	coeficiente	desvio-padrão				
/lnsig2u	1,73314	0,01				
sigma_u	2,37873	0,01				
rho	0,63234	0,00				
Likelihood-ratio test of rho=0: chibar2(01) = 1,7e+06 Prob >= chibar2 = 0,000						
Nota: O efeito marginal para variáveis dummy - dy/dx - são para a mudança discreta da variável de 0 para 1						
Fonte: Elaborado pelo autor a partir das saídas do aplicativo STATA 11						

Esta constatação corrobora com o que Barros e Araújo (1991) acharam, porém, cabe ressaltar que Barros e Araújo (1991) trabalharam com informações de crédito rural. Catão (1997) e Valverde et al. (2002) encontram a mesma relação para Argentina e para Costa Rica, respectivamente.

A variável atraso apresentou uma relação negativa com a variável dependente. O que se pode verificar aqui é que a condição de atrasar o pagamento de parte ou de todo o limite colabora fracamente com a decisão do tomador de crédito em diminuir o nível de utilização do crédito em questão.

O atraso no pagamento dos juros e no valor utilizado mostra que o consumidor passa a utilizar menos o valor disponível de crédito quando o número de dias em atraso aumenta. Isto pode ser justificado por duas situações:

Primeiro, o banco atua de forma a restringir o crédito a este consumidor quando o número de dias em atraso alcança certo limite pré-estabelecido pela instituição financeira. Segundo, o consumidor pode passar a utilizar outro tipo de crédito para quitar este débito e continuar a financiar as suas despesas correntes. Cabe ressaltar que o efeito marginal produzido pela variável atraso na variável dependente é de -0,005%, o que pode indicar uma baixa restrição ao crédito.

A variável excesso apresentou uma relação positiva com a variável dependente, causando uma variação marginal de cerca de 0,03%. Já a variável idade, apresentou uma relação negativa com a variável dependente. Dessa maneira, quanto maior a idade do tomador de crédito menor é a sua propensão a utilizar o limite disponibilizado, ou seja, clientes mais velhos possuem renda mais estável e conhecimento para saber utilizar da melhor maneira o crédito disponível no mercado. Esse resultado assemelha-se aos resultados encontrados por Livingstone e Lunt (1992), Lea, Webley e Levine (1993) e Soman e Cheema (2002).

A variável gênero apresentou uma relação fracamente positiva com a variável dependente, esta relação pode ser notada através do efeito marginal de quase 0,15% que esta variável produz na variável dependente. Conclui-se assim, que tomadores do sexo masculino possuem uma propensão maior a utilizar o limite disponível do que tomadores

do sexo feminino. Este resultado corrobora com o resultado encontrado por Mansor e Mat (2009) em seus estudos para o uso do cartão de crédito na sociedade Islâmica na Ásia quando as variáveis relativas ao nível de escolaridade e renda estão sendo usadas como controle no modelo adotado. Em outro contexto, Barber e Odean (2001), em seus estudos em relação a investimentos em ações por parte de homens e mulheres, concluíram que, em áreas como finanças, os homens são mais confiantes do que as mulheres e por isso são mais propensos ao risco.

A variável escolaridade não apresentou significância estatística. Cabe ressaltar que Barros e Araújo (1991) também não encontraram relação desta variável com a variável demanda por crédito rural.

Todas as variáveis regionais apresentaram uma relação negativa com a variável dependente. A variável que representa a região norte foi a variável *dummy* omitida do modelo¹⁰. Os efeitos marginais produzidos pelas variáveis regionais demonstram que o impacto de residir em diferentes regiões do país é considerável. Dessa maneira, pode-se concluir que, as regiões sul, sudeste, nordeste e centro-oeste, nesta ordem, possuem menor propensão a utilizar o crédito disponível do que os tomadores de crédito da região norte.

Segundo Cavalcante, Crocco e Jayme (2004), as condições econômicas de regiões distintas provocam distintos níveis de risco. Desta forma, tanto a demanda quanto a oferta de crédito em regiões menos desenvolvidas seriam menores do que aquelas observadas em regiões desenvolvidas por conta da preferência por liquidez. Porém, este fato não é observado nos resultados deste estudo.

Todas as variáveis de renda apresentaram uma relação negativa com a variável dependente. A variável que representa a classe com menor renda foi omitida do modelo. A partir dos efeitos marginais, podemos concluir que, quanto maior a renda menor é a propensão a utilizar o limite disponibilizado pelo cheque especial.

Segundo Mansor e Mat (2009), teoricamente, os consumidores tendem a aumentar o seu padrão de gastos quando a sua renda aumenta, e ainda, existem fortes evidências de que a classe social afeta o uso da renda, segundo Sivadas (1997). Porém, apesar deste estudo concluir que o nível de renda afeta o nível de utilização do limite de crédito em questão, ele é contrário a teoria exposta por Mansor e Mat (2009).

Uma justificativa para este resultado e para o resultado das variáveis regionais encontra-se no fato de que, nos últimos anos, o Brasil vem convivendo com um forte crescimento da oferta de crédito. Isto colabora com o aparecimento de novos produtos de crédito e, conseqüentemente, com o aumento da possibilidade de substituição de um tipo de crédito por outro. Como o limite de crédito oferecido pelo cheque especial é o limite que apresenta a maior taxa de juros entre todos os produtos desta linha, torna-se razoável pensar que este fato está colaborando para que, tomadores com maior nível de renda, procurem outras formas de crédito mais barato. Tal condição não é percebida para tomadores com menor renda porque o acesso à variedade de produtos torna-se restrito dado o nível de renda, o que corrobora com a maior tendência de utilização do limite do produto em questão por parte dos tomadores com nível de renda mais baixo.

A variável taxa nominal de câmbio apresentou uma relação negativa com a variável dependente e o com um efeito marginal de -0,007%. A relação negativa desta variável com o valor utilizado de crédito indica que desvalorizações cambiais fazem com que o tomador de crédito reduza a sua propensão a utilizar o limite disponibilizado.

A taxa de câmbio nominal Real/Dólar tem um efeito duplo. Por um lado provoca um deslocamento na curva de oferta de crédito, mas por outro lado desloca a demanda por crédito na medida em que sua variação indica incerteza e alteram expectativas com relação ao cenário macroeconômico, dadas as ações dos agentes privados e da autoridade monetária (Koyama e Nakane, 2002).

¹⁰Esta variável bem como a variável Classe0 foram excluídas do modelo para evitarmos colinearidade perfeita. Para maiores detalhes ver Gujarati (2000, pg. 507)

Uma possível explicação para a relação negativa da taxa de câmbio com a variável dependente seria o fato de que aumentos reais no preço do dólar elevam a rentabilidade de títulos públicos e conseqüentemente faz com que a oferta de crédito diminua afetando negativamente a demanda. Outra interpretação possível é que desvalorizações do câmbio podem indicar cenários de maior risco, nos quais a oferta de crédito é reduzida afetando concomitantemente a demanda por crédito.

A variável taxa de desemprego apresentou uma relação positiva com a variável dependente.

Esta relação positiva indica que quedas na taxa de desemprego fazem com que o crédito disponibilizado via cheque especial seja mais utilizado. Este resultado vai ao encontro do resultado encontrado por Catão (1997) para a Argentina.

Os consumidores apresentaram-se bastante sensíveis às variações na taxa de desemprego, fato que pode ser observado no efeito marginal elevado. Isto nos permite acreditar que níveis maiores de desemprego forçam o consumidor a recorrer ao crédito, mesmo o mais caro, para auxiliá-lo a cobrir suas despesas correntes.

Segundo Lopes (1999), Um aumento das expectativas de desemprego reduz a probabilidade de inadimplência e, conseqüentemente, tornam-se mais cautelosos e tomam menos empréstimos. Tal conclusão não vai ao encontro das conclusões apresentadas neste trabalho. Cabe ressaltar que a análise de Lopes (1999) foi realizada em clientes norte americanos que possuem o produto cartão de crédito.

Conforme a variável taxa de câmbio, a variável taxa de inflação apresentou uma relação negativa com a variável dependente, porém, com um alto efeito marginal. Esta relação fortemente negativa indica que aumentos na taxa de inflação fazem com que o crédito disponibilizado seja sensivelmente reduzido, demonstrando que o público que utiliza o limite do cheque especial é bastante propenso a diminuir a demanda por este tipo de produto via substituição por outro tipo de crédito.

Boyd, Levine e Smith (2001) chegam à conclusão semelhante para os Estados Unidos, concluem que existe uma significativa e importante relação negativa entre inflação e os empréstimos bancários. Além disso, a relação é não linear. Com o aumento da inflação, o impacto marginal da inflação sobre a atividade de empréstimos bancários diminui rapidamente.

Semelhantemente à variável taxa de desemprego, a variável taxa de juros real apresentou uma relação positiva com a variável dependente, porém, com um efeito marginal de 0,14%. Tal relação positiva indica que aumentos na taxa de juros fazem com que o crédito disponibilizado aumente. Este fato é inusitado, pois se espera que aumento na taxa de juros SELIC provoque queda na demanda por crédito.

Uma justificativa plausível para este contexto é o fato de que, apesar do aumento da taxa de juros SELIC, as instituições bancárias públicas continuaram a direcionar seus recursos ao crédito sem precificar tais variações nas taxas dos produtos. Esta perspectiva é razoável em uma situação de equilíbrio, pois, apesar da taxa de juros SELIC ser o instrumento de controle da inflação do país, o setor bancário público tem atuado de forma a não restringir a oferta de crédito.

A variável operação de crédito apresentou-se relacionada positivamente com a variável dependente do modelo e com um efeito marginal de 0,07% sob a variável em análise. Esta condição indica que um aumento na oferta de crédito aumenta a demanda pelo limite do cheque especial, mesmo resultado encontrado por Gross e Souledes (2002) e Karlan e Zinman (2010).

Conforme a variável operação de crédito, a variável produto industrial apresentou-se relacionada positivamente com a variável dependente, além disso, apresentou um efeito marginal de 0,11%. Assim, um aumento do crescimento do produto industrial gera um

aumento da demanda por crédito, fato que contraria os resultados encontrados por De Gregorio e Guidotti (1995) que observaram, para os países da América latina, uma relação negativa entre o crescimento econômico e o crédito bancário. Por outro lado, os mesmos autores encontram, para países desenvolvidos, uma relação positiva corroborando com os resultados deste estudo. De Gregorio e Guidotti (1995) justificam esta diferença através da baixa regulamentação financeira existente nos países pouco desenvolvidos, o que não é o caso do Brasil.

Resultado semelhante é encontrado por Sinha e Macri (2001), que analisam 8 países asiáticos e não encontram um consenso geral para uma relação positiva entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico.

Este resultado indica que o nível de atividade econômica, medido pelo crescimento e decréscimo do produto industrial, demonstrou que a ascensão econômica brasileira influenciou positivamente o nível de utilização deste tipo de crédito apesar da oferta de crédito ter aumentado e proporcionado o crescimento da quantidade de produtos creditícios com taxas menores. Uma possível justificativa para este contexto pode residir no fato de que a expansão do nível de atividade econômica proporcionou a inclusão de consumidores que até então não faziam parte do mercado financeiro.

3.3.2 Modelo dinâmico

A variável dependente defasada apresentou uma relação positiva com a variável dependente, apesar de produzir um efeito marginal de 0,01% conforme pode ser visto na Tabela 5.

Isto confirma a característica dinâmica do modelo de demanda por crédito sugerido por Attanasio, Goldberg e Kyriazidou (2007), ou seja, nesta situação, verifica-se que o nível de utilização de crédito disponibilizado hoje depende - ainda que seja fracamente dependente - da utilização de crédito feita ontem. A relação negativa desta variável com a variável dependente indica que o tomador de crédito, quando usa o limite disponibilizado no passado, tende a não usá-lo no presente.

As variáveis do modelo dinâmico apresentaram variações pouco significativas com relação aos respectivos coeficientes e efeitos marginais do modelo estático¹¹. Apesar disso, destaca-se as variações encontradas nos efeitos marginais da taxa de câmbio e das operações de crédito, que apresentaram, respectivamente, variações de 7,2% e -5,2%.

Tabela 5 – Resultados, estimações e efeito marginal do modelo dinâmico

Wald chi2(20) = 34592,02						
Log likelihood = -1660072,3						
Prob > chi2 = 0,0000						
Resultado das estimações						
Variáveis	coeficiente	t	P> t	coeficiente	t	P> t
intercepto	-7,48369	-54,13	<0,001	-0,00874	-26,65	<0,001
Pct_1	-0,10958	-28,83	<0,001	-0,02544	-35,93	<0,001
ltxreal	-0,31631	-42,53	<0,001	-0,00496	-116,56	<0,001
atraso	-0,06168	-108,12	<0,001	0,02922	77,44	<0,001
excesso	0,36327	84,53	<0,001	-0,00158	-23,92	<0,001
idade	-0,01963	-25,10	<0,001	0,01516	9,17	<0,001
genero	0,19072	9,13	<0,001	0,00114	1,45	0,147
escolaridade	0,13464	1,53	0,126	-0,02961	-12,71	<0,001
nordeste	-0,40425	-11,73	<0,001	-0,02703	-11,45	<0,001
centro	-0,36579	-10,62	<0,001	-0,05279	-25,33	<0,001
sudeste	-0,73637	-20,62	<0,001	-0,05115	-24,43	<0,001
sul	-0,78168	-22,55	<0,001	-0,02084	-9,62	<0,001
Classe1	-0,27286	-9,21	<0,001	-0,06183	-31,87	<0,001
Classe2	-0,90229	-30,20	<0,001	-0,10707	-53,23	<0,001
Classe3	-1,79826	-58,80	<0,001	-0,00738	-5,52	<0,001
ltxcambio	-0,09173	-5,52	<0,001	-0,99579	-38,47	<0,001
ltxdesemp	12,37961	45,75	<0,001	-1,71082	-28,57	<0,001
lbtinflacao	-21,26893	-30,82	<0,001	0,13962	35,10	<0,001
ltxselicreal	1,73582	41,06	<0,001	0,07297	13,13	<0,001
lpcpred	0,90720	13,41	<0,001	0,10927	45,95	<0,001
lpind	1,35846	60,05	<0,001			
Resultado dos efeitos marginais (dy/dx)						
	coeficiente	desvio-padrão				
/lnsig2u	1,73371	0,01				
sigma_u	2,37941	0,01				
rho	0,63248	0,00				
Likelihood-ratio test of rho=0: chibar2(01) = 1,7e+06 Prob >= chibar2 = 0,000						
Nota: O efeito marginal para variáveis dummy - dy/dx - sãopara a mudança discreta da variável de 0 para 1						
Fonte: Elaborado pelo autor a partir das saídas do aplicativo STATA 11						

¹¹ Uma possível justificativa para as pequenas variações nos coeficientes é o pequeno impacto que a variável dependente defasada possui sobre a variável dependente já que foram efetuadas análises com outras variáveis explicativas defasadas, mas sem sucesso.

4. Conclusão

Este estudo teve por objetivo principal identificar quais fatores determinam a demanda por crédito pessoal. Para isso, recorremos ao uso de modelos estático e dinâmico de regressão de resposta discreta para dados em painel, para modelar os dados de 56.898 clientes do produto cheque especial de um grande banco brasileiro através de informações organizadas de forma balanceada. Dessa maneira, foi possível chegar a um resultado positivo com relação à identificação destes fatores.

Os resultados do modelo estático indicam que a influência das variáveis macroeconômicas na utilização do crédito, especialmente a inflação e o desemprego mostrou-se bastante significativa quando comparado com as demais variáveis do estudo. Uma justificativa para a forte relação encontrada entre a inflação e a variável dependente pode ser vista na composição da carteira de crédito da instituição financeira em questão. A distribuição dos clientes que a compõem concentra-se em nível de renda baixa para média, por isso estes clientes são mais suscetíveis às variações da inflação, já que boa parte de suas rendas está vinculada ao consumo de produtos que compõem o IPCA.

Os consumidores também apresentaram-se bastante sensíveis à variações na taxa de desemprego, permitindo acreditar que níveis maiores de desemprego forcem o consumidor a recorrer ao crédito, mesmo a um custo elevado, para auxiliá-lo a cobrir suas despesas correntes.

Além disso, os resultados do modelo estático indicam que, com exceção do nível de escolaridade, todas as variáveis demográficas avaliadas neste estudo apresentaram influencia na utilização do crédito em questão. O presente trabalho também verificou que diferentes regiões do Brasil apresentam níveis distintos de utilização do crédito em questão. Fato bastante razoável quando se observa o nível de desigualdade regional apresentado pelo país.

Os diferentes níveis de utilização do crédito perante as classes de rendas foi outra questão avaliada através do modelo estático. Clientes com renda mais elevada apresentaram uma menor propensão a consumir, indicando que, além de possuírem maior acesso a outros tipos de crédito, podem possuir menor necessidade de utilização de crédito, sendo maiores poupadores do que consumidores.

A estimação dinâmica revelou que o efeito causado pela inclusão da variável dependente defasada no modelo é pouco significativo, o que indica que experiências passadas referentes à utilização deste tipo de crédito têm pouca influência no comportamento do tomador de crédito hoje.

Como recomendação para futuros estudos, podemos sugerir uma análise mais aprofundada da relação dinâmica estudada, uma vez que foi detectado um baixo efeito marginal produzido pela variável dependente defasada na variável dependente. Uma possível análise interessante seria a inclusão de outros produtos de crédito no modelo proposto.

5. Referências

- AGARWAL, S.; LIU, C. Determinants of Credit Card Delinquency and Bankruptcy: Macroeconomic Factors. **Journal of Economics and Finance**, v.27, p.75-84, 2003.
- ATTANASIO, O.P.; GOLDEBERG, P.K.; KYRIAZIDOU, E. Credit Constraints in the Market for Consumer Durables: Evidence from Micro Data on Car Loans. **International Economic Review**, v.49, p.401-436, 2008.
- BARBER, B.M.; ODEAN, T. Boys Will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment. **Quarterly Journal of Economics**, v.116, p.261-292, 2001.

- BARROS, G.S.C; ARAÚJO, P.F.C. Oferta e Demanda de Crédito no Brasil: Algumas Evidências Empíricas Sobre Seus Determinantes. Piracicaba: FEALQ/ESALQ, 1991. 32p.
- BOYD, J.H.; LEVINE R.; SMITH, B.D. The Impact of Inflation on Financial Sector Performance, **Journal of Monetary Economics**, v.47, p. 221-248, 2001.
- CARNEIRO D.D.; SALLES, F.M.; WU T.Y.H. Juros, Cambio e as imperfeições no canal de crédito. **Econ. Apl.**, Ribeirão Preto, v. 10, n. 1, Mar. 2006.
- CATÃO, L. **Bank Credit in Argentina in the Aftermath of the the Mexican Crisis: Supply or Demand Constrained**. Washington: Internacional Monetary Fund, 1997.
- CAVALCANTE, A.; CROCCO, M.; JAYME, G.F. Preferência pela Liquidez, Sistema Bancário e Disponibilidade de Crédito Regional. NONO ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 2004, Uberlândia, MG. **Anais...**, Uberlândia: UFU, 2008.
- CHAY, K.Y; HYSLOP, D. **Identification and Estimation of Dynamic Binary Response Panel Data Models**: Empirical Evidence using alternative Approaches. Working paper, UC Berkeley, 2000.
- DAVIES, E.; LEA, S.E.G. Student Attitudes to Student Debt, **Journal of Economic Psychology**, v.16, p.663-679, 1995.
- DE GREGORIO, J.; GUIDOTTI, P.E. (1995): Financial Development and Economic Growth. **World Development**, V.23, 433-448, 1995.
- DICKEY, D.A; FULLER, W.A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, p.427-31, 1979.
- _____, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, p.1057-1072, 1981.
- DIVINO, J.A.; GADELLHA, S.R.B. Dominância Fiscal ou Dominância Monetária no Brasil? Uma análise de Causalidade. **Economia Aplicada**, V.12, n.4, p.659-675, 2008.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, v. 64, p.813-836, 1996.
- GREENE, W.H. **Econometrics Analysis**. 6th ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2008.
- GROSS, DAVID B.; SOULELES, N. S. Do Liquidity Constrains and Interest Rates Matter for Consumer Behaviour? Evidence from Credit Card Data. **Quarterly Journal of economics**, v.117, p.149-185, 2002.
- GUJARATI, D. N.; **Econometria Básica**. Pearson Education do Brasil, 2000.
- HACKMAN, J.J. The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial conditions in Estimating a discrete Time-Discrete Data Stochastic Process, in C.F. Manski and D. Mcfadden (eds.), **Strutural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications**, 1981, p.179-195. MIT Press: Cambridge, MA.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Ipeadata**: Dados macroeconômicos e Regionais. Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br>.
- KARLAN, D.; ZINMAN, J. Elasticities of Demand for Consumer Credit, Yale University Economic Growth Center Discussion Paper n. 926, 2005.
- _____. Expanding Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts, **The Review of financial Studies**, v.1, p. 433-464, 2010.

KENNETH, C.; JACOBISON, T.; LINDÉ, J.; ROSZBACH, K. L. **Corporate credit risk modeling and the macroeconomy**. *Journal of banking & Finance*, v.31, p.845-868, 2007.

KOYAMA, S. M.; NAKANE, M. Os determinantes do spread bancário no Brasil. Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, n.19, 2002.

LEA, S.E.G.; WEBLEY, P.; LEVINE, R.M. The Economic psychology of consumer debt. *Journal of Economy Psychology*, v.14, p.85-119, 1995.

LEVIN, A.; LIN, C.F. Unit Root Tests In Panel Data: Asymptotic And Finite Sample Properties, University of California in San Diego Discussion Paper, 1992.

_____. Unit Root Tests in Panel Data: new results, University of California in San Diego Discussion Paper, 1993.

LIVINGSTONE, S.; LUNCH, P. Predicting Personal Debt And Debt Repayment: Psychological, Social and Economic Determinants, *Journal of Economy Psychology*, v.13, p.111-134, 1992.

LOPES, P. Credit Card Debt and Default over the Life Cycle. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 40, p.769-790, 1998.

LUZARDIA, TUFANO P. Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness. Working Paper 14808, <http://www.nber.org/papers/w14808>.

MADDALA, G.S. **Econometrics**. New York: McGraw-Hill, 1977.

_____. Introduction to Econometrics. Prentice Hall. 1992.

MADDALA, G.S.; KIM, I.M. Unit Roots, Cointegration and Structural Change. United Kingdom: Cambridge University Press, 1998, 505p.

MADDALA, G.S.; WU, S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, *oxford bulletin of economics and statistics*, 1999.

MANSON N.; MAT, A.C. Islamic Credit Card: Are Demographic Factors a Good Indicator?, *Asian Social Science*, v.5, p.17-26, 2009.

NG, S.; PERRON, P. Unit Root Test in ARMA Models with Data-dependent Methods for the Selection of the Truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, v.90, n.429, p.268-281, 1995.

_____. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, v.69, n.6, p.1519-1554, 2001.

OLIVEIRA, GUILIANO C. Crédito Bancário no Brasil no Período Recente (2003-2006): Uma Abordagem Pós-Keynesiana. PRIMEIRO ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, 2008, Campinas SP. **Anais...**, Campinas: UNICAMP, 2008.

OREIRO, J.S.; PAULA, L.F.; BASILIO, F.A.C. A estrutura do Setor Bancário Brasileiro e o Ciclo recente do Crédito: O Papel dos Bancos Públicos. Texto preparado para a CEPAL, 2010.

PESARAN, M.H.; SHIN Y.; SMITH R.P. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, Department of Applied Economics, University of Cambridge Working Paper, Nov. 1998.

PHILLIPS, Peter C.B.; PERRON, Pierre. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, v.75, p.335-346. 1988.

SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, 1984.

SILVA, E.B. Modelos Dinâmicos de Resposta Binária para Dados em Painel, Dissertação (Mestrado), São Carlos:UFSCAR,2008.

SINHA, D.; MACRI, J. Financial development and Economic Growth: The Case of Eight Asian Countries, MPRA Paper n.18297, 2009.

SIVADAS, E. A. A Preliminary Examination of the Continuing Significance of Social Class to Marketing: A Geodemographic Replication, **Journal of Consumer Marketing**, Vol. 14, p.463-479, 1997.

SOMAN D.; CHEEMA A. The Effect of Credit on Spending Decisions: The Role of the Credit Limit and Credibility, **Marketing Science**, v.21, p.32-53, 2002.

VALVERDE, A.C.K.; CHINCHILLA, J.O.; CASTEGNARO, M.S.; RAMÍREZ, A.S. Demanda Privada Real de Crédito. San José: Banco Central de Costa Rica, jun.2002, 13p.

WOOLDRIDGE, J.M. Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity, **Journal of Applied Econometrics**, v.20, p.39-54, 2005