

5 Resultados da Estimação Estrutural

Essa seção está dividida em quatro seções. Na primeira, apresentamos as estimativas para a equação de demanda. Na segunda seção, são apresentados os parâmetros estimados para as equações de oferta, destacando as estimativas por modalidade de crédito do efeito Seleção. Na terceira, apresentamos o resultado do teste de Vuong, que compara as hipóteses comportamentais de Bertrand-Nash e de maximização conjunta de lucros. Na seção quatro, encontram-se tabelas e gráficos das margens de preço custo a partir dos dois modelos, para ilustrar os resultados das estimativas.

5.1. Demanda: estimativa das Elasticidades

Conforme mencionado anteriormente, nosso objetivo central não é realizar uma estimativa muito elaborada da demanda por crédito. Contudo, parâmetros não observados da demanda, como a sensibilidade a mudanças nas taxas de juros (α), afetam as CPO tanto no caso de Bertrand Nash com seleção adversa quanto no modelo de cartel.

Dessa forma estimamos em um primeiro estágio a demanda por crédito por modalidade de acordo com a equação (9) da seção 4.2.1. No segundo estágio, utilizamos a elasticidade estimada como uma variável observada na estimação por máxima verossimilhança das CPO's

$$\ln(s_j) - \ln(s_0) = X_j \beta - \alpha_j r_j + \xi_j \quad (9)$$

Na equação acima s_j é o market share do “produto” j , isto é, do banco n atuando na modalidade de crédito m e s_0 é a participação de mercado da opção de fora. r_j é a taxa de juros cobrada naquele produto e X_j é um conjunto de variáveis deslocadoras da demanda por crédito. Utilizamos como controles três

variáveis, a produção industrial como proxy para a atividade (uma vez que o PIB não é observável na frequência mensal), a taxa de inflação como forma de controlar para a taxa real de juros e para condições gerais no mercado de crédito e por fim a taxa de desemprego. Incluímos adicionalmente dummies mensais para controlar para potencial sazonalidade na demanda por crédito e efeitos fixos de ano.

A especificação da demanda utilizada no presente trabalho faz com que o termo do erro em (9) seja correlacionado com a taxa de juros r_j por construção. Isso ocorre uma vez que o termo ξ_j tem como um de seus componentes características do produto j não observáveis pelo econometrista, mas observadas pelos bancos. E essas características são efetivamente consideradas na hora de fixar preços. Dessa forma, o erro da regressão é correlacionado com a variável de escolha taxa de juros, fazendo se necessário a utilização de algum instrumento para taxa de juros.

No presente contexto, o instrumento utilizado para as taxas de juros é a própria taxa de captação dos bancos medida pela taxa Selic. Apesar de ser um instrumento potencialmente fraco, uma vez que varia apenas na dimensão time series dos dados, ele se mostrou altamente significativo nas regressões de primeiro estágio para todas as modalidades, com exceção de cartão de crédito. A taxa Selic é determinada pelo Banco Central de forma razoavelmente exógena aos bancos, logo, não estaria correlacionada com as características não observadas dos produtos de crédito.

Os resultados se encontram **Tabela 5** abaixo. Nela o coeficiente reportado da variável taxa de juros é α_j . Conforme se pode observar, o coeficiente alfa estimado é positivo para todas as modalidades, logo aumentos na taxa de juros causam uma redução do *market share* do produto j relativo à opção de fora. O coeficiente é estatisticamente significativo para todas as modalidades com exceção de cartão de crédito. Os resultados para as regressões do primeiro estágio são reportados também.

Note que na equação de demanda, a variável de taxa de juros entra com sinal negativo. Logo o coeficiente esperado para a taxa selic é negativo, isto é, aumentos na Selic causam uma redução na variável endógena, logo, um aumento

na taxa de juros. De fato, em todas as modalidades o sinal do coeficiente é o correto.

Tabela 5: Demanda Resultados das Estimativas

Demanda	α_j	Cheque Especial	CDC	Bens:		Cartão
				Automóveis	Bens: Outros	
[- r _{j,t}] - Taxa de juros		0.034 (0.011)**	0.055 (0.024)*	0.079 (0.016)*	0.073 (0.025)**	0.007 0.015
Produção Industrial [t]		-0.067 (0.019)**	-0.059 (0.027)*	-0.077 (0.012)**	-0.075 (0.019)**	-0.052 (0.027)+
Inflação - IPCA [t]		0.10138491	0.17561051	0.31595338	0.08446585	0.0231103
Desemprego [t]		0.087	0.161	(0.098)**	0.111	0.096
		-9.3254057 6.952	6.4275162 11.488	-21.097948 (5.361)**	3.3278105 9.1366099	-23.916457 (7.440)**
Dummies de Mês		Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Ano		Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
N		1381	2885	1857	1566	903

Regressão 1o Estágio: variável dependente = [r_j] - Taxa de juros

selic [t]	-1.852618 (0.467)**	-1.16419 (0.409)**	-1.000216 (0.103)**	-0.9723156 (0.234)**	-1.48387 1.045872
-----------	------------------------	-----------------------	------------------------	-------------------------	----------------------

Obs: Inclui todas as modalidades de pessoa física e meses onde $\Delta\text{Selic}(t)=0$. Meses Jun/00 a Abr/06. r_{jjt} é a Taxa de juros do produto j no tempo t. Estimativa utilizando a taxa de juros selic, i[t] como instrumento para a taxa de juros individual. Estimado por 2SLS com efeitos fixos no par conglomerado modalidade. Regressão 1o estágio reportadas acima. Variáveis omitidas (produção industrial, Inflação, desemprego e dummies mensais e de ano) para economia de espaço, mas incluídas na regressão do 1o estágio. Erro Padrão Robusto entre parênteses. +Significativo a 10%, * a 5% e ** a 1%.

A partir de α_j calculamos as elasticidades de demanda. Os resultados para o banco médio e para o banco mediano se encontram na Tabela 20 no apêndice. De maneira geral, as elasticidades são muito superiores a um para as modalidades de crédito quando consideramos os bancos “médios”, com exceção de cartão de crédito para a qual a elasticidade é 0.83, o que denotaria alto padrão de substituição, muito maiores do que os previamente estimados na literatura⁵⁶. Possivelmente a hipótese de tratar o mercado de crédito como um todo, sem modelar diretamente as diferenças entre modalidades que não aquelas contidas nas variáveis observadas (prazo, juros, inadimplência) pode nos levar a super estimar os padrões de substituição.

A despeito da pouca precisão das elasticidades, nosso principal interesse são as equações de oferta. No exercício proposto no artigo, a sensibilidade da

⁵⁶ Para efeitos de comparação Alencar, Kanczuk e Nakane (2003) reportam elasticidades para o mercado de crédito como um todo que variam de 0.87 a 1.40 para o banco médio e de 1 a 1.6 para o banco mediano.

demanda pelo produto j em relação à taxa de juros (α_j) é utilizada como variável considerada “observada” para realizar o cálculo das CPOs e a posterior estimação das equações de oferta por máxima verossimilhança num segundo estágio. De certa forma, as estimativas da demanda são um input de nosso modelo. Como toda e qualquer estimação estrutural, contudo, os resultados dependem em última instância das opções de modelagem e claramente temos aqui um trade off claro em se estimar a demanda com um modelo mais simples.

5.2. Oferta: Parâmetros Estimados

Os resultados da estimação se encontram na Tabela 6 abaixo. Nela apresentamos também o valor do chute inicial para os coeficientes⁵⁷. Nosso coeficiente de interesse é δ , a derivada da função *default* em relação aos juros de empréstimo. Se o sinal desse coeficiente é negativo (positivo) isso implica que aumentos na taxa de juros geram reduções (altas) na taxa média de *default* em equilíbrio, implicado em ganhos (perdas) via a função de custo do banco.

Conforme se pode observar na Tabela 21 no apêndice, o vetor de valores iniciais obtido por OLS a partir da equação (18) (separadamente por modalidade) é muito sensível a hipótese utilizada para estimar o modelo. O Modelo I estima as equações de oferta por modalidade por variável instrumental, de modo a lidar com a endogeneidade entre *share* e juros⁵⁸. O modelo II inclui *dummies* para cada par banco-modalidade, a fim de tentar controlar para características não observáveis que afetem a CPO individual de um banco. O modelo III considera que o custo marginal (por modalidade) é, por hipótese, 20.03% das receitas operacionais com crédito (Alencar et.Al, 2003)⁵⁹. Dessa forma, calcula-se $\gamma_m^0 = (.2003 / N_m) \sum_{i=1}^{N_m} \text{juros}_i$,

⁵⁷ A rotina do Matlab para maximizar função objetivo utilizada requer um vetor de chutes iniciais para os parâmetros a serem estimados. Como input para o custo marginal (operacional) optou-se pelas estimativas por OLS das equações de oferta (estimadas separadamente por modalidade). Para o efeito seleção (δ) impôs-se que ele é zero, de modo a não direcionar as estimativas. Para a matriz de variância e covariância utilizou-se as variâncias e os erros das regressões OLS para construir as correlações entre os choques de cada modalidade.

⁵⁸ De (18) temos que as variáveis do lado esquerdo são correlacionadas com o termo de erro. O *share* entra como variável explicativa, e a taxa de juros como variável dependente (no termo y). Como a taxa de juros também causa *share*, teríamos uma potencial simultaneidade.

⁵⁹ Alencar, Nakane e Kanczuk (2003) reportam que, sob algumas hipóteses, os dados levantados em FIPECAFI (2004) sobre os custos da indústria bancária apontam para um custo operacional de 20.03% das receitas com crédito. Os autores utilizam esse dado para comparar as

isto é, o custo marginal é 20.03% da taxa de juros média por modalidade. As estimativas por OLS de (18) tendem a superestimar o custo marginal, como forma de racionalizar as altas taxas de juros observadas. O chute inicial mais razoável é, sem dúvida, o do modelo III.

Os resultados da estimativa para a hipótese comportamental de Bertrand-Nash se encontram na Tabela 6. As estimativas para a hipótese de maximização conjunta dos lucros (Cartel) na Tabela 7.

Tabela 6: Modelo de Bertrand-Nash, Parâmetros da Estimação Estrutural

H0 Comportamental:	Bertrand-Nash	Cheque Especial	CDC	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão de Crédito
BN Modelo I	Custo Marginal (ϕ)	22.9	28.5	7.4	33.3	51.4
	Efeito Seleção (δ)	-0.0004	-0.0002	-0.0012	-0.0012	-0.0010
BN Modelo II	Custo Marginal (ϕ)	94.41	17.50	10.71	22.58	132.57
	Efeito Seleção (δ)	-0.0108	-0.0085	0.0173	0.0130	-0.0051
BN Modelo III	Custo Marginal (ϕ)	31.6	9.0	7.2	16.9	10.0
	Efeito Seleção (δ)	-0.0009	0.0043	0.0011	0.0068	-0.0034
Teste de Razão de Verossimilhança						
	H0: BN Sem seleção Adversa	H1: "" BN com seleção adversa	RV	pvalor		
Modelo I	-3.6107E-09	-1.0041E-09	5.21E-09		1	
Modelo II	-9.5542E-09	-9.0949E-13	1.91E-08		1	
Modelo III	-4.0713E-08	-3.0923E-11	8.14E-08		1	

obs: [1] Modelo estimado conjuntamente, (incluindo todas as modalidades) por máxima verossimilhança; Oferta supondo H0 comportamental de Bertrand-Nash com Seleção Adversa. Uma observação é um par conglomerado modalidade. #: chute inicial para efeito seleção é sempre zero. Para CMg a partir das estimativas OLS das equação de oferta (estimadas separadamente por modalidade), quatro modelos foram considerados. Modelo 1 por variáveis instrumentais (IVOLS, para lidar com endogeneidade share e juros); Modelo 2 estima por OLS com efeitos fixos; Modelo 3 utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003). Custo operacional representa 20.03% das receitas de crédito. Ver apêndice para chute inicial e maiores detalhes. δ : Efeito Seleção estimado; ϕ :Custo Marginal. Modelo de Cartel: efeito seleção e default iguais a zero. log-verossimilhança por modalidade obtida a partir dos parâmetros estimados. Controles: prazo (estoque), número de bancos conglomerado, tamanho conglomerado (ativo total), liquidez (ativo circulante/pl), dummies mensais (sazonalidade) e de ano. Não inclui controles de demanda (macroeconômicos).

[2] teste de razão verossimilhança conjunta. H0: Modelo comportamental para a indústria é o de BN sem seleção adversa. H1: "" de Bertrand Nash com Seleção Adversa. Log verossimilhanças obtidas a partir da estimação combinando todas as modalidades (choque de oferta seguindo uma normal multi-variada). Uma observação é um par conglomerado modalidade. #: chute inicial para efeito seleção é sempre zero; CMg a partir do Modelo 3 utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003). Custo operacional representa 20.03% das receitas de crédito. RV calculada

Conforme notado anteriormente, as estimativas variam sensivelmente com o chute inicial⁶⁰. Contudo, ao menos para as modalidades de cheque especial e cartão de crédito, o resultado parece robusto independentemente do vetor utilizado como estimativa inicial. O modelo III é sem dúvida o mais razoável em termos de estimativa de custo marginal, pois comparando a taxa Selic, não temos valores muito elevados.

estimativas do modelo para as margens preço-custo sob a hipótese comportamental de Bertrand-Nash e Cartel. No nosso modelo, vamos utilizar essa hipótese como um chute inicial para a estimativa por máxima verossimilhança da equação de oferta.

⁶⁰ Isso pode ocorrer também em função da possibilidade da função de verossimilhança não possuir um máximo global.

Vale lembrar que o resultado empírico em forma reduzida nos levaria a crer que exatamente para essas duas modalidades, e com menor segurança para a modalidade de CDC, a assimetria no repasse de quedas na taxa Selic era economicamente e estatisticamente relevante, tanto na análise mensal quanto na análise de evento. A estimação estrutural aponta que somente para essas duas modalidades, o efeito seleção (δ) é negativo independentemente do chute inicial.

Esse resultado é mais uma evidência favorável a predominância do efeito de seleção a la Ausubel. Uma redução unilateral das taxas de juros, ao atrair os clientes piores, mas sensíveis a preço, causa um aumento do custo do banco com empréstimos inadimplentes. O banco antecipa esse efeito e leva-o em conta na hora de repassar quedas no custo de captação. Esse comportamento gera, em equilíbrio, uma rigidez para baixo das taxas de juros. Para as demais modalidades o efeito seleção muda conforme se altera o chute inicial.

A tabela 6 acima inclui ainda um teste de razão de verossimilhança que compara o modelo de Bertrand Nash incluindo o efeito seleção a um modelo de BN restrito onde o vetor δ é restrito a zero. De acordo com o teste, não podemos rejeitar a hipótese de ambos racionalizam de forma muito próxima os dados de preços e quantidades do mercado de crédito. Esse teste é equivalente a testar que todos os coeficientes δ são iguais a zero. Não é um teste conclusivo sobre o efeito seleção individual por modalidade, mas da alguma indicação de que sua introdução gera um modelo concorrente, não esgotando o debate acerca do assunto.

As estimativas sob a hipótese de Cartel encontram-se a seguir.

Tabela 7: Modelo Cartel, Parâmetros da Estimação Estrutural

H0 Comportamental:	Cartel	Cheque Especial	CDC	Bens: Automóveis	Bens: Outros	Cartão de Crédito
Cartel Modelo I	Custo Marginal (ϕ)	0.0001	0.0000	0.0000	3.2168	0.1240
Cartel Modelo II	Custo Marginal (ϕ)	1.3798	0.0000	0.0034	8.1826	6.9323
Cartel Modelo III	Custo Marginal (ϕ)	0.1490	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000

obs: Modelo estimado conjuntamente, (incluindo todas as modalidades) por máxima verossimilhança; Oferta supondo H0 comportamental de maximização conjunta dos lucros da indústria (cartel). Uma observação é um par conglomerado modalidade. #: chute inicial para CMg a partir das estimativas OLS das equação de oferta (estimadas separadamente por modalidade), quatro modelos foram considerados. Modelo 1 por variáveis instrumentais (IVOLS, para lidar com endogeneidade share e juros); Modelo 2 estima por OLS com efeitos fixos; Modelo 3 utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003). Custo operacional representa 20.03% das receitas de crédito. Ver apêndice para chute inicial e maiores detalhes. ϕ :Custo Marginal. Modelo de Cartel: efeito seleção e default iguais a zero. Controles: prazo (estoque), número de bancos conglomerado, tamanho conglomerado (ativo total), liquidez (ativo circulante/pl), dummies mensais (sazonalidade) e de ano. Não inclui controles de demanda (macroeconômicos).

De maneira geral, podemos auferir que o modelo de cartel tende a subestimar o custo marginal, tomando como parâmetro o valor do chute inicial do modelo III (ver apêndice). Esse resultado é altamente intuitivo. Sob a hipótese comportamental de cartel, a CPO modificada permite altas taxas de juros e altas margens em equilíbrio, levando o estimador de MV a colocar um peso menor no Cmg como forma de “explicar” as altas taxas. Como os bancos internalizam os efeitos cruzados de aumentos/quedas nas taxas individuais ao maximizar o lucro conjunto da indústria, o lucro de equilíbrio é maior.

Analogamente, o estimador sob a H0 de Bertrand-Nash coloca mais peso na estimativa do custo marginal, elevando-o para racionalizar as altas taxas de juros observadas em equilíbrio. Por sua vez, a introdução do efeito seleção implica uma alteração potencial dos resultados, dando mais graus de liberdade ao estimador de MV. Se o efeito seleção for negativo, por exemplo, o modelo coloca menos peso na estimativa do custo marginal, uma vez que a seleção adversa atua no sentido de aumentar as taxas de equilíbrio, via aumento do custo de inadimplência em estados da natureza onde a taxa de juros é menor. Para visualizar essa implicação empírica do modelo⁶¹, a Tabela 22 no apêndice apresenta as estimativas da equação de oferta para Cheque especial por OLS (modelo 3, sem efeitos fixos e sem considerar endogeneidade) onde restringimos o coeficiente do efeito seleção, forçando-o a assumir valores pré-determinados.

Note que a restrição de que δ é negativo diminui o peso dado pelo estimador OLS para o custo marginal na hora de explicar as elevadas taxas de juros sob a hipótese comportamental de Bertrand-Nash. Conforme caminhamos para valores positivos de delta, o efeito seleção passa a contribuir positivamente para a estimativa de CMg, uma vez que o mundo onde o efeito predominante é o de Stiglitz Weiss apresentaria, tudo ou mais constante, menores taxas de juros de equilíbrio. Isso aumenta o peso colocado sob o estimador OLS do Cmg para explicar as altas taxas de juros.

⁶¹ Essa implicação é derivada diretamente da forma como optamos por introduzir o efeito seleção no modelo, através do custo dos bancos. A idéia é exatamente permitir uma estrutura de mercado competitiva, mas na qual a presença de um termo adicional na função custo ajude a racionalizar altas taxas de juros em equilíbrio.

Em suma, essa seção apresentou que o efeito seleção é negativo para as modalidades de cheque especial e cartão de crédito. Contudo, as estimativas por máxima verossimilhança não se mostraram robustas aos vetos de chutes iniciais.

5.3. Comparando as hipóteses de Bertrand Nash versus Cartel

Nesta seção apresentamos um teste para comparar as estimativas dos modelos I a III sob as diferentes hipóteses comportamentais.

No presente artigo, estamos lidando com modelos não aninhados, pois cada equação de oferta parte de condições de primeira ordem distintas. Podemos definir dois modelos como aninhados se um modelo pode ser “reduzido” ao outro com a imposição de um conjunto de restrições lineares sob os parâmetros⁶². É fácil observar que a restrição de que o vetor δ (que mede o efeito seleção) é zero não reduz o modelo de Bertrand Nash ao modelo de Cartel. Isso ocorre uma vez que a matriz de variáveis observadas do primeiro não pode ser escrita como uma combinação linear da matriz do modelo de cartel. Ambas são derivadas de condições de primeira ordem distintas.

Genericamente, um teste de “razão de verossimilhança” é um teste baseado na mudança do valor da função objetivo, comparando o máximo da função verossimilhança obtidos a partir da estimativa do modelo restrito vis a vis o não restrito (Wooldridge, 2001)⁶³. Esse teste mais usual, contudo, é adequado apenas para modelos aninhados.

Dessa forma nos basearemos aqui na metodologia de teste proposta por Vuong (1989). Seja $f(Y|W, S; \theta_{nash})$ a distribuição condicional dos dados sob a hipótese comportamental de Bertrand-Nash. Seja $g(Y|W, S; \theta_{cartel})$ a distribuição sob a hipótese de cartel. Defina como a log-verossimilhança de toda a amostra sob

⁶² A definição formal de modelos não aninhados requer o conceito de critério de informação de Kuhlback-Leibler ou KLIC. Para obter uma definição formal ver VUONG (1989). Para uma referência indireta menos técnica ver também CLARKE (2001).

⁶³ O teste de RV pode simplificar a mecânica de se obter uma estatística de teste, quando comparado ao teste de Wald ou de multiplicador de Lagrange.

a hipótese comportamental de Bertrand Nash (de forma análoga para cartel):

$$L(f, \theta_{nash}) = \sum_{i=1}^n \ln(f(Y_i|W_i, S_i; \theta_{nash})).$$

Seja $\hat{\theta}_{Nash} = \arg \max L(X|\theta, HC : Bertrand - Nash)$, o vetor de parâmetros que maximiza a probabilidade de observarmos Y dado o vetor de parâmetros de oferta W e S e a hipótese de que os bancos competem a la Bertrand. Seja $\hat{\theta}_{cartel} = \arg \max L(X|\theta, HC : cartel)$ o vetor de parâmetros que maximiza a verossimilhança de observarmos Y (os dados de taxas de juros, quantidades, custo de captação e etc. em equilíbrio), dado a hipótese comportamental de que os bancos agem em conluio e a restrição de que o efeito seleção é inexistente. Esse modelo conta com Q restrições ($\delta_m = 0, \forall m$), isto é, o “efeito seleção é nulo”. Defina a razão de verossimilhança como:

$$RV(\theta_{nash}, \theta_{cartel}) = 2(L(\theta_{nash}) - L(\theta_{cartel})) \quad (21)$$

Vuong (1989) demonstra que sob certas hipóteses, temos que a estatística de teste abaixo converge em distribuição para uma normal padrão sob a hipótese nula. A hipótese nula, ao contrário do teste de RV tradicional, não é um dos modelos, mas sim uma hipótese de desempenho relativo, de que ambos explicam os dados de forma muito próxima.

$$vuong = \frac{RV_n(\theta_{nash}, \theta_{cartel}) - K(\theta_{nash}, \theta_{cartel})}{\sqrt{n\omega_n}} \xrightarrow{D} N(0,1) \quad (22)$$

Onde:

$$\omega_n = \frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{f(Y_i|W_i, S_i; \theta_{nash})}{g(Y|W, S; \theta_{cartel})} \right)^2 - \left(\frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{f(Y_i|W_i, S_i; \theta_{nash})}{g(Y|W, S; \theta_{cartel})} \right) \right)^2 \quad (23)$$

$$K(\theta_{nash}, \theta_{cartel}) = \frac{p}{2} \ln n - \frac{q}{2} \ln n \quad (24)$$

A equação (24) acima visa corrigir para os graus de liberdade. Nela p é o número de parâmetros do modelo de Bertrand Nash e q o número de parâmetros do modelo de cartel.

O teste de Vuong é um teste de desempenho relativo. No artigo o autor demonstra-se sob a hipótese $H[f]$ (o modelo BN), a estatística de teste vuong acima converge para mais infinito. Se o modelo correto for $H[g]$, a estatística converge para menos infinito. Dessa forma podemos comparar o desempenho relativo de dois modelos. Se rejeitamos a nula e a estatística de teste for significativa e positiva, temos evidência de que o modelo $H[f]$, de Bertrand Nash no presente artigo, explica melhor, de forma relativa, os dados. Mesmo que ambos os modelos estejam mal especificados, o de BN se aproximaria mais da realidade. De posse dessas informações a Tabela 8 abaixo contém os resultados do teste que compara o desempenho relativo para as três especificações.

Tabela 8: Teste de Vuong

	Modelo I	Modelo II	Modelo III
Log-Verossimilhança			
Bertrand Nash (f.BN)	-1.0E-09	-9.1E-13	-3.1E-11
Cartel (g.CA)	-4.7E+03	-4.3E+04	-4.3E+04
Likelihood Ration (f.BN/h.CA)	4.7E+03	4.3E+04	4.3E+04
Teste Vuong			
Razão de Verossimilhança [1]	4.7E+03	4.3E+04	4.3E+04
Correção para Graus de Liberdade [2]	2.3E+01	2.3E+01	2.3E+01
Likelihood Ratio Corrected for [2]	4.7E+03	4.3E+04	4.3E+04
Omega n (denominador) [3]	2.6E+03	6.6E+03	3.7E+04
Estatística Vuong ~ N(0,1)	1.782	6.543	1.164
p-Valor	3.7%	0.0%	12.2%

obs: teste de Vuong para modelos não aninhados. H_0 : Não é possível distinguir modelo comportamental para a indústria. Log verossimilhanças obtidas a partir da estimação combinando todas as modalidades (choque de oferta seguindo uma normal multi-variada). Uma observação é um par conglomerado modalidade. #: chute inicial para efeito seleção é sempre zero; CMg a partir do Modelo 3 utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003). Custo operacional representa 20.03% das receitas de crédito. Estatística de Vuong calculada a partir da equação (21). $Vuong = ([1]-[2])/[3]$

De acordo com o teste de Vuong, o modelo de Bertrand Nash parece ter um desempenho relativo superior ao do modelo de cartel para as três especificações. O p-valor do teste só não indica um valor significativo para o modelo 3 que utiliza a hipótese exógena sob custos marginais. Mas o modelo BN ainda tem um desempenho marginalmente superior. Para o modelo I e II o desempenho é significativo a 3.7% e 0%. A princípio o desempenho relativo do modelo BN é muito superior, mesmo quando corrigimos para os graus de liberdade.

É possível, contudo, que o tratamento da indústria agrupando as modalidades não seja o mais correto para se testar as duas hipóteses comportamentais. Isso pode ocorrer se características estruturais de uma modalidade específica facilitem o comportamento de conluio vis a vis o de outras modalidades. Nesse sentido, seria interessante estender o teste aqui, estimando o modelo individualmente por modalidade. Mas para isso precisaríamos tratar de outra forma a estimação conjunta de um banco N que atue ao mesmo tempo em mais de uma modalidade.

5.4. Margens Preço-Custo

Apresentaremos nessa seção o cálculo de margens preço-custo obtidas a partir das estimativas por máxima verossimilhança para os modelos I e III⁶⁴.

A margem preço-custo é calculada a partir da CPO, e representa o preço menos o custo marginal do banco. De acordo com a equação (17) e lembrando que a média do choque de oferta é zero (por hipótese), temos que:

$$E\left(r_{jt}^E - r_t - \gamma_m - def_{jt} - \frac{(1-\delta_m)}{\alpha_m(1-s_{jt})}\right) = \frac{E(\varepsilon_{jt})}{\alpha_m(1-s_{jt})} = 0 \quad (20)$$

Logo, chamamos de “custo marginal total” a expressão $CMgT_{jt} = r_t + \gamma_m + def_{jt} + \frac{(1-\delta_m)}{\alpha_m(1-s_{jt})}$, que inclui o custo de captação (r), o custo marginal operacional (γ_m), o custo de *default* (def) e o custo indireto do efeito seleção (função de δ).

Calculamos a margem preço-custo do modelo Bertrand-Nash com seleção individualmente por modalidade, considerando o conglomerado médio dentro da modalidade, de acordo com a seguinte fórmula, onde Nm é o número de observações conglomerado-tempo ao longo de toda a amostra na modalidade m :

⁶⁴ Os modelos I e IV utilizam como vetor de chute inicial, respectivamente, o estimador OLS de variáveis instrumentais e a hipótese exógena de que o custo marginal representa 20.03% da receita com crédito.

$$pcMg_m = \frac{1}{N_m} \sum_{i=1}^{N_m} [(r_{it} - CMgT_{it}) / CMgT_{it}]. \quad (21)$$

As tabelas a seguir apresentam as margens preço-custo calculadas a partir das estimativas em 5.1. A primeira coluna apresenta a margem que inclui somente o custo de captação (Selic). A segunda coluna inclui a estimativa de Cmg, mas força tanto o *default* como o efeito seleção a zero. A terceira coluna se refere à equação (20). A quarta coluna usa ao invés da estimativa do Cmg do modelo, a hipótese exógena de que ele representa 20.03% da receita com crédito.

Tabela 9: Margem preço custo, Modelo I

Banco Médio#	Bertrand-Nash ModeloI: Margem Preço Custo			
	1 - Selic	2 - r e cmg (φ)	3 - r, default, $\varphi(\text{cmg})$ e seleção (δ)	4 - r, default, $\varphi(\text{cmg})^*$ e seleção (δ)
Cheque Especial	5.26	1.83	1.13	1.10
CDC	3.23	0.70	0.30	0.61
Bens: Automóveis	1.17	0.56	0.13	0.10
Bens: Outros	2.21	0.17	-0.13	0.24
Cartão de Crédito	4.82	0.58	-0.17	0.02

obs: Hipótese Bertrand-Nash, Modelo I usa como chute inicial para estimação por MV a estimativa da equação de oferta (individualmente por modalidade) por variáveis instrumentais (IVOLS, para lidar com endogeneidade share e juros); Margem Preço custo calculado para o banco médio da amostra. 1 considera apenas margem selic; 2 inclui custo marginal estimado; 3 inclui termo de efeito seleção (derivado da CPO); 4 utiliza, ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al (2003), de 20.03% da receita operacional de crédito. # Banco médio da modalidade (observação banco é o conglomerado financeiro).

Como se pode observar, a margem preço-custo cai sensivelmente ao incluímos todos os componentes do Cmg Total. Na coluna 3, o efeito seleção estimado no modelo I (sempre negativo) força as margens para baixo em todas as modalidades, tornando-as inclusive negativa para as modalidades de Bens outros e cartão de crédito. Isso significa que a inclusão do efeito seleção ajuda a reconciliar as altas taxas de juros observadas em equilíbrio com um mercado competitivo de fato, com margens mais razoáveis. A margem que inclui apenas o custo de captação de 5.26 significa um *mark-up* de 526% para a modalidade de cheque especial, por exemplo. Mesmo com a inclusão do custo marginal operacional, o *mark-up* ainda atinge 203%, reduzindo-se para 127% na coluna 3.

O cálculo da margem preço para o modelo III apresenta a mesma tendência de queda abrupta para todas as modalidades. A queda é, contudo, menos acentuada do que as observadas para o modelo I. A estimativa de um coeficiente

positivo do efeito seleção para as modalidades de CDC, Autos e Bens outros explica em parte essa redução menos acentuada. A própria estimativa pontual do custo marginal operacional, inferior àquela obtida no modelo I, também explica essa redução menos acentuada. Nesse modelo as margens estimadas se mostraram também as mais razoáveis, sendo que para nenhuma modalidade obtivemos margens negativas.

Tabela 10: Margem preço-custo, Modelo III

Bertrand-Nash ModeloIII: Margem Preço Custo				
Banco Médio#	1 - Selic	2 - r e cmg (φ)	3 - r, default, $\varphi(\text{cmg})$ e seleção (δ)	4 - r, default, $\varphi(\text{cmg})^*$ e seleção (δ)
Cheque Especial	5,26	1,34	0,84	1,10
CDC	3,23	1,87	0,89	0,62
Bens: Automóveis	1,17	0,57	0,14	0,11
Bens: Outros	2,21	0,71	0,14	0,24
Cartão de Crédito	4,82	2,81	0,19	0,02

obs: Hipótese Bertrand-Nash, Modelo III (utiliza ao invés do cmg estimado por OLS, CMg calculado a partir de Alencar et.al, 2003); Margem Preço custo calculado para o banco Médio da amostra. 1 considera apenas margem selic; 2 inclui custo marginal estimado; 3 inclui termo de efeito seleção (derivado da CPO); 4 utiliza, ao invés do cmg estimado por máxima verossimilhança, a hipótese de que o CMg é 20.03% das receitas de crédito (Alencar et.al, 2003).

Adicionalmente a análise da margem para o banco médio, é interessante comparar como é a distribuição das margens preço-custo entre as modalidades. A Ilustração 4 no apêndice apresenta a distribuição empírica (kernel) das margens preço-custo do modelo I para as diferentes modalidades de crédito.

Dois pontos merecem destaque. Em primeiro lugar, para algumas modalidades, as distribuições estimadas possuem um segundo *spike*. Parece que existe um sub-grupo de bancos para os quais as margens estimadas são maiores, sendo que esse efeito é mais forte para as modalidades de cheque especial, CDC e cartão de crédito. Em segundo lugar, as margens estimadas apontam para um grau de competição relativamente menor para a modalidade cheque especial, que apresenta a distribuição mais a direita, e um caráter mais competitivo para cartão de crédito, com uma distribuição mais a esquerda

De maneira geral, o modelo de Bertrand Nash com seleção adversa ajuda a conciliar as altas margens observadas em equilíbrio no mercado de crédito para pessoa física no Brasil.