

Custo e Eficiência na Utilização de Instrumentos de Pagamento de Varejo

4 de julho de 2007

Resumo

Esta nota se insere no âmbito do Projeto de Modernização de Instrumentos de Pagamento de Varejo (Voto Banco Central do Brasil, nº540/2002). Seu objetivo é mensurar os ganhos de bem-estar social advindos da utilização de diferentes instrumentos de pagamento. Para tanto, estimam-se as elasticidades e o custo unitário dos diferentes instrumentos para o caso brasileiro, divididos em instrumentos em papel e instrumentos eletrônicos, usando modelo baseado nos custos internos do setor bancário como aproximação para custo social.

Internacionalmente, estima-se que o gasto anual com a realização de pagamentos gire em torno de 3% do PIB anual de um país. Segundo a literatura, a migração completa de instrumentos em papel para instrumentos eletrônicos de pagamento tem o potencial de gerar economia de cerca de 1% do PIB, já que os resultados apontam que os instrumentos eletrônicos custariam até um terço dos instrumentos baseados em papel.

Foram estimados os custos dos instrumentos de pagamento com base em custos internos e número de pagamentos realizados pelos bancos, utilizando uma função translog para custo. Os principais resultados confirmam os estudos internacionais e indicam a possibilidade de redução de custos, via uso mais intensivo de instrumentos eletrônicos de pagamento.

1 Introdução

A busca da segurança e da eficiência no sistema de pagamentos é papel do Banco Central. Os pagamentos de varejo carregam grande potencial de geração de eficiência, embora não cursem em sistemas de liquidação caracterizados como de importância sistêmica. Serviços de pagamentos podem chegar a custar anualmente cerca de 3% do PIB anual de um país, ou, em média, 5% do valor de uma compra realizada (Hancock e Humphrey, 1997, [23]).

O Projeto de Modernização dos Instrumentos de Pagamento de varejo (Voto BCB nº540/2002) busca fomentar a utilização de instrumentos socialmente mais eficientes. No Brasil, a utilização em grande escala de instrumentos de pagamento em papel pode estar gerando ineficiências que redundariam em custo social mais elevado. A partir da segunda metade da década de 90 assiste-se a uma grande eletrônica dos instrumentos de pagamento. No entanto, essa migração pode estar encontrando barreiras advindas de falhas de coordenação e de informação incompleta.

Este trabalho tem como objetivo mensurar, para o Brasil, os ganhos de bem-estar social advindos da utilização de diferentes instrumentos de pagamento. Como *proxy* para o custo social, são usados os custos no lado da oferta de instrumentos de pagamento. A implementação da modelagem econométrica é baseada na aplicada para outros países por Valverde *et al.* (2002, [36]) e Humphrey *et al.* (2003, [27]). O objetivo secundário é fazer a revisão bibliográfica de estudos internacionais envolvendo mensuração de custos de realização por instrumentos de pagamentos eletrônicos e em papel. Seus resultados podem servir como base para eventual ação do Banco Central do Brasil em relação à busca de uma composição de instrumentos de pagamentos que possa gerar maior bem-estar social.

Como definido no Diagnóstico do Sistema de Pagamentos de Varejo no Brasil (BC, [3], 2005), pagamento é a transferência de recursos do pagador para o receptor por intermédio de um instrumento de pagamento. Os meios de pagamento são os ativos ou os direitos aceitos pelo beneficiário para liquidar uma obrigação de pagamento.

Do ponto de vista dos pagamentos de varejo, esses ativos e direitos consistem, basicamente, de papel-moeda em poder do público e dos depósitos à vista. Os instrumentos são as formas utilizadas para realizar a transferência de recursos. De modo simplificado, os principais instrumentos de pagamento podem ser classificados como moeda-manual, instrumentos em papel e instrumentos eletrônicos.

É característica dos instrumentos de pagamento de varejo, ter por finalidade principal cessar obrigações de baixo valor unitário, envolvendo geralmente uma pessoa física em ao menos uma das partes. Dada a sua negligenciável importância sistêmica, são liquidados geralmente de forma compensada, multilateralmente ou bilateralmente, em tempo diferido e sem garantia de conta de liquidação ou irrevogabilidade.

No entanto, apesar de sua reduzida importância sistêmica, os instrumentos de pagamento têm importante papel na manutenção da confiança da população na moeda e na promoção do crescimento econômico. Além disso, a maior eficiência dos instrumentos eletrônicos de pagamento geralmente se manifesta na redução do custo social à medida que aumenta sua participação nos pagamentos realizados frente aos instrumentos em papel (BC, 2005, [3]).

Atualmente, além da moeda-manual, nas formas de papel-moeda e moeda metálica, existem outros instrumentos de pagamento disponíveis, dentre eles: o cheque, as transferências de crédito, o débito direto e os cartões de pagamento (de crédito e de débito). Ao realizar um pagamento, os agentes envolvidos escolhem o instrumento com o qual será feita a transferência de fundos, dadas as restrições de disponibilidade na oferta. O uso de cada um desses instrumentos tem custos, conveniências e problemas.

A mensuração de custos e eficiência dos instrumentos de pagamento não é isenta de problemas. A literatura que estima tais medidas utiliza os custos das instituições financeiras como *proxy* para o benefício social ou se baseia diretamente em seu conceito. Ambas as abordagens possuem suas limitações. A primeira foca apenas o lado das instituições financeiras e deixa de incorporar benefícios indiretos. A segunda demanda indicadores qualitativos, o que influencia na robustez de seus resultados.

No que se segue, a Seção 2 faz revisão da literatura, mostrando as metodologias de cálculo do custo de se fazer um pagamento com diferentes instrumentos. A Seção 3 descreve os dados e a metodologia empregada. A Seção 4 analisa os resultados obtidos e a Seção 5 apresenta as conclusões.

2 Revisão da Literatura

A literatura que avalia os custos e os benefícios dos instrumentos eletrônicos de pagamento sugere que grandes economias podem ser alcançadas pela sua maior utilização em substituição aos instrumentos em papel.

Essa literatura engloba estimativas empíricas que levam em conta toda a cadeia de produção e o uso dos instrumentos de pagamentos ou as que tratam apenas do segmento de oferta e processamento desses instrumentos. A primeira abordagem é mais completa, pois engloba os gastos incorridos pelos vários integrantes da cadeia de pagamento, porém seus dados são de mais difícil obtenção e menos robustos, enquanto a segunda, menos geral, é favorecida pela facilidade de obtenção dos dados e pela sua robustez.

2.1 Modelos que Utilizam a Cadeia Produtiva Para o Cálculo do Custo

Segundo Humphrey *et al.* (2001, [25]) e Wells (1996, [37]), o custo social de se fazer um pagamento pode ser decomposto em custo do pagador, custo do recebedor, custo de processamento por parte dos bancos e custo de compensação. Este último pode ser arcado pelo banco central ou pela câmara responsável pela compensação do instrumento de pagamento. Para o cálculo do custo social, deve ser levado em consideração, além dos benefícios, o custo efetivamente incorrido por esses participantes – os preços de uso de cada instrumento de pagamento – e não as tarifas por eles cobradas.

De forma análoga, Chakravorti e McHugh (2002, [10]) dividem o problema do cálculo do custo em: escolha dos consumidores; receitas e custos das instituições financeiras para prover o serviço; perspectiva dos recebedores (comerciantes); aspectos de rede; e papel do banco central no sistema de pagamentos. O custo social é a soma de fontes reais de custos, incorridos por cada participante para transformar cada pagamento em fundos.

Wells (1996, [37]), ao analisar o caso de cheques, define custo social de um pagamento como a soma dos custos associados à produção, ao uso e ao processamento do instrumento. O custo social por item seria esse custo dividido pelo número de instrumentos processados.

Para a autora, o custo de produção dos instrumentos seria o custo de impressão e distribuição, no caso do cheque. No caso da ACH¹, seria o de transmissão de dados, considerado desprezível.

O custo de utilização é o custo que os usuários incorrem para originar e para receber um pagamento, que foi dividido entre: pagador, postagem e recebedor. Para o pagador, o custo é o tempo para realizar o pagamento, ressaltando-se que, no caso de pessoa física, esse custo não é considerado. No caso de pessoa jurídica, Wells (1996, [37]), recorrendo a uma pesquisa de eficiência em empresas, mostra que o investimento inicial necessário para a aceitação de pagamentos eletrônicos pode ser relativamente alto. No caso dos EUA, para o cheque existe, também, o custo de postagem referente ao envelope acrescido do envio. No caso da câmara ACH, essa variável refletiria o custo do envio de dados.

O custo para o recebedor do pagamento é o tempo gasto com o processo de encaminhamento do pagamento à compensação e é equivalente ao custo do pagador acima exposto. O custo de processamento para o banco seria o custo interno de processamento para cada instrumento, incluindo *softwares*, *hardwares*, depósito em trânsito, taxas, pessoal e custos de fraudes.

Nota-se que modelos que utilizam a cadeia produtiva demandam diversas variáveis qualitativas, o que torna mais difícil a obtenção dos dados e menos robustas suas conclusões. Talvez por isso seja menor a quantidade relativa de trabalhos que utilizam a cadeia produtiva para análise de custo e eficiência.

2.2 Modelos que Utilizam a Oferta e o Processamento dos Instrumentos

Robinson e Flatraaker (1995, [33]) e Flatraaker e Robinson (1995, [16]), com base em uma pesquisa junto aos bancos, apresentam e analisam os custos relevantes para se realizar um pagamento, utilizando os custos internos dos bancos. Gresvik e Owre (2002, [21]) também seguem essa linha, mas desconsideram os custos referentes a pagamentos externos, compras e vendas de moeda estrangeira e pagamentos interbancários, pois estão mais preocupados com instrumentos de varejo. Guibourg e Segendorf (2004, [22]) focam os aspectos referentes à sinalização dos preços no uso diário dos instrumentos de pagamentos e, assim, relacionam as taxas cobradas nas transações aos custos variáveis.

Valverde *et al.* (2002, [36]) e Humphrey *et al.* (2003, [27]) obtêm os custos relacionados aos instrumentos de pagamento de forma indireta. Ambos trabalham com custos operacionais dos bancos e modelos cujas variáveis explicativas são:

1. produtos de pagamento, aqui entendidos como instrumentos que permitem transferência de fundos. Foram separados em instrumentos em papel (cheques e transferência de crédito em papel) e instrumentos eletrônicos (transferência de crédito eletrônica e cartões de pagamentos);
2. canais de distribuição ou formas de atendimento e prestação de serviço bancário, podendo se dar de forma eletrônica, por meio de terminais de auto-atendimento (ATM²), ou direto em agência bancária; e
3. preço dos insumos de produção, onde foram utilizados como insumos o capital, o trabalho e os materiais de consumo.

O modelo que ambos os trabalhos utilizam coloca os custos internos operacionais dos bancos em função dessas variáveis e dos produtos cruzados entre esses fatores. Os custos dos pagamentos são obtidos de forma indireta, por meio dos parâmetros das variáveis que contêm os instrumentos de interesse. Dessa forma, estimam-se indiretamente os custos operacionais dos bancos na realização de pagamentos e as conseqüentes economias com a migração do uso de instrumentos em papel para instrumentos eletrônicos.

Esse custo, embora obtido de forma indireta, apresenta a forma mais fácil de obtenção de dados e menos controversa no sentido de inclusão ou de exclusão de variáveis ou atores envolvidos na atividade de pagamento. A mensuração torna-se mais clara e independe de pesquisas qualitativas de produtividade, como no caso de Wells (1996, [37]).

Como visto, a maior parte dos trabalhos centra-se nos custos bancários, que se apresentam como os mais representativos de todo o processo. Os resultados, em geral, são robustos e não ficam sujeitos ao

¹Automated Clearing House, sistema de compensação eletrônico no qual as ordens de pagamento são intercambiadas entre instituições financeiras, principalmente através de meios magnéticos ou redes de telecomunicações, e são administradas por um centro de processamento de dados.

²Automated Teller Machine, dispositivo eletromecânico que permite aos usuários autorizados, geralmente utilizando cartões de plástico que a máquina pode ler, retirar dinheiro em espécie de suas contas e acessar outros serviços, tais como consultas de saldo, transferências de fundos ou realização de depósitos. Os caixas automáticos podem ser operados tanto online, com acesso em tempo real a uma base de dados para efeitos de autorização, quanto offline.

problema de compreensão do conceito e da identificação efetiva dos custos diretamente alocáveis à atividade de pagamentos por parte dos informantes.

No caso brasileiro, iremos focar a análise nos custos bancários, de forma a identificar os custos de realização de pagamentos, uma vez que inexitem dados disponíveis para realizar abordagem da cadeia produtiva.

2.3 Instrumentos Eletrônicos de Pagamentos vis-à-vis Instrumentos Baseados em Papel: Comparação de Custos

Como em Humphrey *et al.* (1996, [26]), uma das principais questões que surgem com a análise da utilização dos vários instrumentos de pagamento é a possível economia gerada pela transição do uso de instrumentos em papel para instrumentos eletrônicos. Os trabalhos de Wells (1996,[37]) e Humphrey e Berger (1990,[24]), por exemplo, indicam que dentre os instrumentos de pagamento exceto papel-moeda, o custo dos instrumentos em papel se mostra de duas a três vezes maior do que o dos eletrônicos.

Ainda a esse respeito, Humphrey *et al.* (1996, [26]) também mostram que, durante os anos 90, os custos associados a pagamentos na Europa caíram cerca de 45% devido, principalmente, à redução do uso de instrumentos em papel; aos ganhos com economia de escala no uso de instrumentos eletrônicos de pagamentos; à redução dos custos de telecomunicação, à desregulamentação e ao aumento de concorrência.

Valverde *et al.* (2002, [36]) estimam em €5 bilhões ao ano, para a Espanha, entre 1992 a 2000, a economia resultante da migração nos canais de distribuição, de agências bancárias para terminais de auto-atendimento, e de pagamentos em papel para pagamentos eletrônicos. Esse valor representou redução de cerca de 45% do custo operacional no período e 0,7% do PIB anual para aquele país.

Humphrey *et al.* (2003, [27]), seguindo modelo similar para 12 países europeus, estimam redução de €32 bilhões nos custos operacionais anuais, ou cerca de 0,38% do PIB anual desses países, entre 1987 a 1999. Tal redução se deve ao aumento de 36% da participação de instrumentos eletrônicos como forma de pagamento e de 32% da participação de terminais de auto-atendimento como canal de distribuição.

De modo mais específico, a razão do custo operacional sobre ativos dos bancos caiu 24% nos EUA, devido à redução no uso de instrumentos de pagamentos em papel, aumento no uso dos eletrônicos e de terminais de auto-atendimento no período de 1987 a 1999 (Humphrey *et al.*, 2003, [27]). O custo médio unitário de pagamentos caiu 45% e a participação de pagamentos eletrônicos dobrou. Com a redução dos ganhos de escala dos pagamentos em papel devido à migração, os custos nominais unitários do processamento desses instrumentos aumentaram. Algumas inovações tecnológicas, por outro lado, reduziram o custo de processamento do cheque, como uso de tinta magnética, padronização, maquinário mais rápido e truncagem. O custo de pagamentos em ACH, entre 1990 e 2000, caiu cerca de 80%. Na Europa, Valverde *et al.* (2002, [36]) encontram que, entre 1992 e 1999, os custos operacionais dos bancos como razão de seus ativos totais reduziram 24%.

Humphrey *et al.* (1996, [26]) também mostram que no custo de processamento por parte dos bancos, fonte da maior parte dos custos, o processamento dos pagamentos eletrônicos é cerca de um terço do custo de processamento do cheque. Para o recebedor, o pagamento de menor custo é o feito em papel-moeda, seguido do cartão de débito e do cheque. O custo do cartão de crédito é o mais alto, devido às taxas cobradas.

Segundo Chakravorti e McHugh (2002, [10]), há redução do custo unitário resultante de ganhos de escala e de migração para pagamentos eletrônicos. No caso do cheque, os ganhos de escala são limitados pela magnitude dos custos fixos que geram ganhos de escala até determinado volume, além do qual é necessário novo investimento. Dessa forma, o custo médio tem curva tipo Leontief. No caso dos pagamentos eletrônicos, existem fortes ganhos de escala e o custo médio tem curva estritamente decrescente até certo trecho.

Na Noruega, houve redução de custos unitários dos pagamentos eletrônicos e aumento nos outros. Isso decorreu, em grande parte, dos ganhos e das perdas de escala decorrentes da migração dos pagamentos em papel para os eletrônicos. No caso dos instrumentos em papel, ocorreu, também, redução nos ganhos de *float* decorrentes de quedas nas taxas de juros e nos prazos de compensação. Segundo Gresvik e Owre (2002, [21]), na Noruega, 41% dos custos dos serviços de pagamentos eram pagos com *floating* em 1988, passando para 15% em 1994 e zerando em 2001 devido ao Financial Contracts Act (2000), que encorajou os bancos a aumentar a cobertura de seus custos nos serviços de pagamentos pelo apuração direto. Devido a isso, a cobertura dos custos dada pelas taxas cobradas diretamente no preço passou de 26% em 1988 para 70% em 2001 (Gresvik e Owre (2002, [21]) e Flatraaker e Robinson (1995,[16])).

Dessa forma, vimos que os estudos realizados internacionalmente, aqui relacionados, apontam os instrumentos eletrônicos de pagamento como tendo menor custo do que os instrumentos com base em papel. Assim, deve-se esperar uma migração, de fato já confirmada nos estudos acima, de instrumentos em papel para eletrônicos.

2.4 Razões para o Uso de Instrumentos de Pagamento em Papel

Se a evidência internacional indica que há ganhos importantes na migração para o uso de instrumentos de pagamento eletrônicos, por que o uso de instrumentos com base em papel ainda é tão difundido? Esta questão foi bastante analisada na literatura, usando-se como exemplo o cheque e levando-se em consideração o grau de substituição existente entre os diversos instrumentos de pagamento.

Para Humphrey *et al.* (1996, [26]), cartões de débito e transferência de fundos via câmaras de varejo são substitutos quase perfeitos para cheques. Algumas razões para que a migração para instrumentos eletrônicos não seja ainda mais rápida podem ser enumeradas, e diferem segundo o emitente do cheque, o recebedor e a instituição financeira.

Chakravorti e McHugh (2002, [10]), Flatraaker e Robinson (1995, [16]) e Humphrey *et al.* (1996, [26]) enumeram razões para a não-migração de cheques para os instrumentos eletrônicos, sob a ótica do usuário do instrumento de pagamento: a) o custo marginal para o uso do cheque tende a zero, ou seja, há um número de cheques livre de custos; b) a inexistência de taxa extra para pagamento em cheque e o *float* do cheque; c) a existência de informação incompleta acerca das altas taxas dos cheques sem fundos; d) a facilidade de uso do cheque, pois ele é o meio de pagamento, desconsiderando-se moeda-manual, mais acessível e mais aceito nos pontos de venda; e) a resistência de mudar para meio eletrônico, se não houver a percepção da existência de benefícios reais e f) a percepção de que cheque facilita o controle financeiro.

Segundo os mesmos autores, sob a ótica do recebedor dos instrumentos de pagamento também se destacam alguns fatores explicativos para a ainda ampla aceitação do cheque nos Estados Unidos: a) o cheque “verificado” é o instrumento mais barato, pois reduz o custo de inadimplência; b) as taxas para aceitar cartões são comparativamente muito altas; c) o alto custo de transição para aceitar meios eletrônicos de pagamento e d) as regras de rede que fazem com que a aceitação de um produto seja vinculada à aceitação de outros (aceitação de cartão de crédito vinculada à aceitação do cartão de débito ou aceitação do cartão vinculada à aceitação de cartão de todos os emissores)³.

Da parte da instituição financeira, as razões são (Chakravorti e McHugh (2002, [10])): a) a diferença entre os custos de processamento entre cheques e instrumentos eletrônicos não é tão grande; b) o ganho via taxa sobre cheques sem fundos⁴ e c) as pressões competitivas tornam os bancos relutantes a aplicar taxas por cheque.

Segundo Chakravorti e McHugh (2002, [10]), os cálculos de custos sociais justificam o uso de instrumentos eletrônicos de pagamento como mais eficientes do que os baseados em papel. Dentre os países do G-10, apenas os EUA, apresentaram crescimento recente no uso do cheque. Tal fato pode ser explicado por diferenças em: a) número de instituições per capita; b) quantidade de numerário utilizada; c) leis e regulamentos; d) apreçamento dos instrumentos, pois no caso dos cheques, geralmente, o apreçamento é indireto, fazendo com que o custo de utilização marginal do cheque seja pequeno ou próximo de zero e e) fatores culturais como conforto, conveniência, costume. No caso dos EUA, existiria, por exemplo, preferência ao uso de cheques para pagamentos de valores unitários mais altos.

Já os recentes estudos de Garcia-Swartz *et al.* (2006a, [18], 2006b, [19]) justificam a demora na substituição de instrumentos em papel por eletrônicos, nos Estados Unidos, devido à pequena diferença no custo social entre esses instrumentos quando os valores médios de transação são baixos. Porém, segundo os mesmos autores, tal substituição seria um processo irreversível.

No Brasil, alguns motivos que tendem a reduzir a aceitação dos cheques são a alta taxa de inadimplência dos cheques⁵ e o incentivo dado pela reestruturação do Sistema de Pagamentos Brasileiro à não utilização

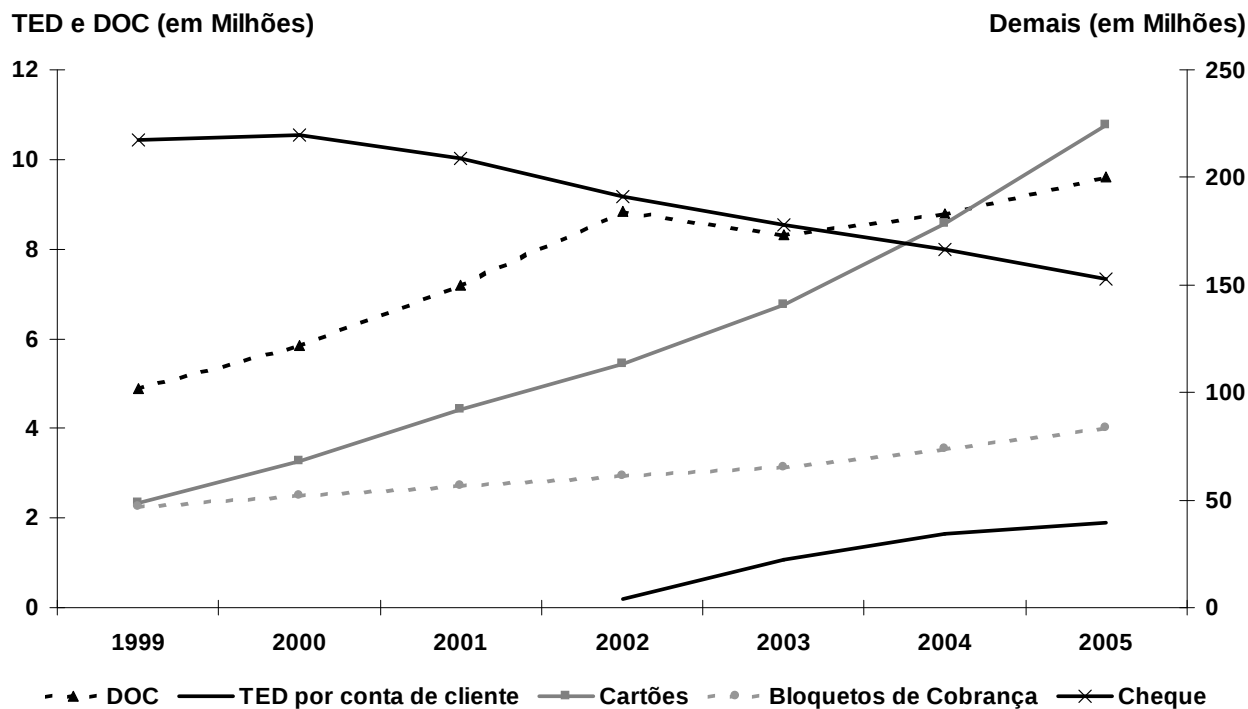
³Segundo, Rochet e Tirole (2006, [34, p.2.]), em 2003, a Visa e a Mastercard concordaram em abandonar suas regras de Honour-All-Cards (caso Wall-Mart).

⁴Em 1995, os bancos americanos tiveram receitas de USD8,1 bilhões com taxas de saque a descoberto, enquanto o custo com fraudes foi de cerca de USD400 milhões.

⁵Segundo dados do Banco Central do Brasil, a devolução de cheques por falta de fundos na Centralizadora da Compensação de Cheques e Outros Papéis (Compe) passou de aproximadamente 2% em 2000 para cerca de 7% em 2006.

de cheques de grande valor⁶.

O gráfico abaixo reporta a evolução da quantidade de transações para os instrumentos de pagamento:



3 Dados e Metodologia

3.1 Dados

As fontes de dados utilizadas neste trabalho são: questionários específicos do Banco Central do Brasil enviados às instituições financeiras e demonstrações contábeis e informações integrantes do Sistema de Informações Banco Central (Sisbacen).

Os dados foram coletados dos 34 conglomerados que compõem a amostra⁷.

As variáveis utilizadas são⁸:

1) Preço do Insumo Capital (lr): Logaritmo natural das Despesas com o Insumo Capital divididas pelo Ativo Imobilizado.

2) Preço do Insumo Trabalho (lw): Logaritmo natural das Despesas com o Insumo Trabalho divididas pelo Número de Funcionários.

3) Quantidade de Pagamentos Não-Eletrônicos ($lpapel$): Logaritmo natural da quantidade de operações utilizando Cheques intrabancários compensados internamente, Cheques intrabancários pagos no guichê e Cheques interbancários compensados na Compe.

4) Quantidade de Pagamentos Eletrônicos ($lcard$): Logaritmo natural da quantidade de operações utilizando Documentos de Crédito (DOC), Transferência Eletrônica Disponível (TED)⁹, Transferência Intra-bancária entre Clientes, Crédito Direto Intrabancário¹⁰, Débito Automático, Arrecadações Governamentais,

⁶Cheques com valor igual ou superior a R\$ 5 mil.

⁷Esses conglomerados foram responsáveis, em 2005, por cerca de 99% da quantidade de pagamentos não-eletrônicos, excluindo moeda-manual.

⁸Descrição mais detalhada a respeito da construção de cada variável pode ser encontrada no Apêndice 2.

⁹DOCs e TEDs emitidos e recebidos.

¹⁰Inclui Governo.

Arrecadações Não-Governamentais, Cartões de Débito, Cartões de Saque, Cartões de Crédito e moeda eletrônica (*E-money*¹¹).

5) Participação do Insumo Trabalho (*sharew*): Participação do Insumo Trabalho nos Custos com Insumos.

6) Custo dos Insumos (*lcusto*): Logaritmo natural da soma dos custos do Insumo Capital e do Insumo Trabalho.

Outros trabalhos da literatura, *e.g.* Valverde *et al.* (2002, [36]), utilizam as despesas operacionais como *proxy* para o custo dos insumos. Utilizamos os custos dos insumos em vez das despesas operacionais por entender que estas englobam diversas contas que estão pouco relacionadas com o custo de instrumentos de pagamentos, como, por exemplo, despesas de multas aplicadas pelo Banco Central do Brasil, despesas tributárias em geral, despesas de amortização, desvalorização de títulos livres, desvalorização de créditos vinculados e despesas de cessão de operação de crédito.

Outra justificativa para a utilização da variável custo dos insumos é a de que uma função custo deve ser homogênea de grau um no preço dos insumos e a participação do insumo trabalho e do insumo capital nas despesas operacionais se mostra distante da unidade.

As estatísticas descritivas dos dados, que compreendem o ano de 2005 e têm periodicidade trimestral, são apresentadas na tabela 1 a seguir:

Tabela 1 - Estatística Descritiva

Estatísticas	<i>lr</i>	<i>lw</i>	<i>lpapel</i>	<i>lcard</i>	<i>lcusto</i>	<i>sharew</i>
Média	-0,338	-0,559	-2,633	-2,744	17,899	0,865
Mediana	-0,353	-0,623	-1,674	-2,508	17,742	0,879
Desvio Padrão	0,825	0,914	3,294	2,717	2,103	0,059
Mínimo	-1,749	-4,095	-10,611	-7,906	13,444	0,664
1º Quartil	-0,977	-0,959	-4,494	-4,266	16,304	0,826
3º Quartil	0,004	-0,184	-0,412	-0,732	19,674	0,907
Máximo	1,950	1,905	2,033	2,794	21,588	0,975

3.2 Metodologia

Como nos modelos de Valverde *et al.* (2002, [36]) e Humphrey *et al.* (2003, [27]), os custos são explicados por produtos de pagamento e insumos utilizados na produção. A função custo na forma translog e a equação de participação do trabalho estimadas são:

$$\begin{aligned}
lcusto &= \alpha_0 + \alpha_c lcard + \alpha_p lpapel + \frac{1}{2} \alpha_{cc} lcard lcard + \\
&+ \alpha_{cp} lcard lpapel + \frac{1}{2} \alpha_{pp} lpapel lpapel + \\
&+ \beta_r lr + \beta_w lw + \frac{1}{2} \beta_{rr} lr lr + \\
&+ \beta_{rw} lr lw + \frac{1}{2} \beta_{ww} lw lw + \\
&+ \delta_{cr} lcard lr + \delta_{cw} lcard lw + \\
&+ \delta_{pr} lpapel lr + \delta_{pw} lpapel lw \\
Sharew &= \beta_w + \beta_{rw} lr + \beta_{ww} lw + \delta_{cw} lcard + \delta_{pw} lpapel
\end{aligned} \tag{1}$$

Sujeitas às seguintes restrições, advindas das condições de regularidade da função custo¹²:

¹¹Diretiva 1/2006 ([4], 2006).

¹²Implicam que a função translog deve ser homogênea de grau um nos preços dos insumos.

$$\begin{aligned}
\beta_r + \beta_w &= 1 \\
\beta_{rr} + \beta_{rw} &= 0 \\
\beta_{rw} + \beta_{ww} &= 0 \\
\delta_{cr} + \delta_{cw} &= 0 \\
\delta_{pr} + \delta_{pw} &= 0
\end{aligned} \tag{2}$$

Dessa forma, a utilização de cada tipo de produto estaria refletida nos custos dos bancos, *i.e.*, dependendo das cestas de produtos e insumos, os bancos teriam custos diferentes. Tal fato explicita eventuais ganhos de economia com a migração para os instrumentos eletrônicos de pagamento.

Proposição 1 *Os coeficientes de primeira ordem da função translog representam as elasticidades dos produtos e do preço dos insumos, i.e:*

$$\begin{aligned}
\alpha_c &= \text{Elasticidade do custo em relação ao produto pagamentos eletrônicos} \\
\alpha_p &= \text{Elasticidade do custo em relação ao produto pagamentos não-eletrônicos} \\
\beta_r &= \text{Elasticidade do custo em relação ao preço do insumo capital} \\
\beta_w &= \text{Elasticidade do custo em relação ao preço do insumo trabalho}
\end{aligned}$$

Demonstração. Vide Apêndice 1. ■

A leitura dos coeficientes de primeira ordem é similar, uma vez que todos representam a elasticidade-custo daquela variável, avaliada no ponto médio (seja média amostral ou média do último período amostral). Tem-se, então, que 1% de aumento na variável no ponto médio implica uma variação de $x\%$ no custo, onde x é o coeficiente de primeira ordem. Por exemplo, um coeficiente $\alpha_c = 0,2$ permitiria dizer que um aumento de 1% no produto pagamentos eletrônicos implicaria um aumento de 0,2% nos custos.

Proposição 2 *Os coeficientes de primeira ordem da função translog para os termos dos preços dos insumos representam a participação relativa daquele insumo no custo.*

Demonstração. Vide Apêndice 1. ■

A subclasse da função translog obtida, caso todos os termos de segunda ordem sejam zero, é a função Cobb-Douglas. Nesse caso, a função custo e a equação de participação do trabalho a serem estimadas são:

$$\begin{aligned}
l_{custo} &= \alpha_0 + \alpha_c l_{card} + \alpha_p l_{papel} + \beta_r l_r + \beta_w l_w \\
Share_w &= \beta_w
\end{aligned}$$

Sujeitas à restrição:

$$\beta_r + \beta_w = 1$$

3.2.1 Método de estimação

A estimação conjunta da função translog e das equações de participação é mais eficiente em relação à estimação equação por equação, desde que, como esperado teoricamente, os choques daquela equação estejam correlacionados com os choques das equações de participação¹³. Nesse caso, um método mais apropriado do que o de mínimos quadrados ordinários, por incorporar nas estimativas a informação sobre a matriz de variância e covariância dos erros das equações, é o método proposto por Zellner (1962, [38]).

Como, em geral, não se dispõe dessa matriz, pode-se aplicar o método dos mínimos quadrados generalizados factíveis (FGLS), o qual utiliza os resíduos obtidos da estimação por mínimos quadrados ordinários para estimar a matriz de variância-covariância. Esse método é conhecido como método de dois estágios de Zellner.

¹³Se os choques não forem correlacionados, não há ganho de eficiência.

Contudo, pode-se utilizar os resíduos obtidos pelo método de dois estágios de Zellner para refinar a estimação da matriz de variância e covariância dos erros e reestimar o modelo. Essas novas estimações gerariam novo conjunto de resíduos os quais poderiam ser mais uma vez utilizados para melhorar as estimações, e assim por diante. Esse método é conhecido como método Zellner iterado¹⁴ e converge para resultados obtidos por máxima-verossimilhança¹⁵.

Como este método baseia-se na hipótese de que existe correlação dos erros, é conveniente empregar algum teste de independência. Neste trabalho, utilizamos o teste de independência de Breusch-Pagan¹⁶.

3.2.2 Testes de Restrição

Após se estimar a função translog, é interessante testar se a função Cobb-Douglas, usualmente empregada na literatura, não teria o mesmo poder explicativo. Se esse for o caso, é preferível a utilização da Cobb-Douglas, uma vez que esta possui menos parâmetros a serem estimados e pode gerar ganhos de eficiência.

Assim, dois testes de restrição são utilizados neste trabalho: teste LR e teste de Wald:

a) Teste LR

$$\lambda = \frac{\hat{L}_r}{\hat{L}_u}$$

em que $\hat{L}_r$ é a verossimilhança do modelo restrito e $\hat{L}_u$ a do modelo não restrito.

A hipótese de que as restrições são válidas é testada usando-se o fato de que:

$$-2 \ln(\lambda) \sim \chi^2(N_q)$$

onde N_q é o número de restrições impostas.

b) Teste Wald

$$W = [c(\hat{\theta}) - q]' \left(Var.Assint.[c(\hat{\theta}) - q]^{-1} \right) [c(\hat{\theta}) - q] \sim \chi^2(N_q)$$

em que

$$\begin{aligned} Var.Assint.[c(\hat{\theta}) - q] &= \hat{C} Var.Assint(\hat{\theta}) \hat{C}' \\ \hat{C} &= \left[\frac{\partial c(\hat{\theta})}{\partial \hat{\theta}'} \right] \\ N_q &= \text{número de restrições impostas} \end{aligned}$$

Utilizando esses testes, pode-se ainda tentar inferir a respeito da possível homoteticidade, homogeneidade e elasticidade unitária da função custo, *i.e.*, se alguma função de uma classe mais simples do que a translog teria igual poder de explicação com menos parâmetros a serem estimados¹⁷.

¹⁴Zellner (1962, [38, p.363, nota de rodapé 13]) já sugeria esta possibilidade. Kmenta e Gilbert (1968, [30, p.1184]) comentam que tanto o estimador Zellner como o estimador da matriz de variância e covariância dos erros são consistentes, pois o teorema de Slutsky garante que o estimador iterado de Zellner também é consistente, desde que o limite exista.

¹⁵Ver Greene (2003, [20, p.681]).

¹⁶Note, aqui não se trata do teste Breusch-Pagan (Breusch e Pagan (1979, [7])) de heteroscedasticidade, mas sim o de independência proposto em Breusch e Pagan (1980, [8, p.247]). Ver testes de Monte Carlo para caso de sistemas de equações com muitas equações, Dufour e Khalaf (2002, [15]).

¹⁷No caso da função translog a ser estimada, a função será dita:

- homotética se: $\gamma_{i,j} = 0 \forall i \in [1, N_y]$ e $\forall j \in [1, N_w]$,
- homogênea se: $\gamma_{i,i} = 0 \forall i \in [1, N_y]$ e a função for homotética,
- elasticidade unitária se: $\gamma_{j,j} = 0 \forall j \in [1, N_w]$ e $\gamma_{m,i} = 0 \forall m, j \in N_y$.

Note que se a função for homotética, homogênea e de elasticidade unitária ela pertencerá à classe de funções Cobb-Douglas.

4 Resultados Empíricos

Esta seção apresenta os modelos estimados considerando os custos de capital e de trabalho¹⁸ como *proxy* para o custo. Os modelos estimados foram¹⁹:

- T1: translog com a expansão em torno da média amostral;
- T2: translog com a expansão em torno da média do último período amostral;
- C1: Cobb-Douglas com expansão em torno da média amostral; e
- C2: Cobb-Douglas com expansão em torno da média do último período amostral.

As subseções abaixo dividem a apresentação dos resultados estimados por tipo de função de produção.

4.1 Modelo Translog

A Tabela 2 apresenta o ajuste do modelo translog. Os testes de χ^2 indicam que o conjunto das variáveis utilizadas em cada equação é significativo para explicar a função custo e a equação de participação do capital.

Tabela 2 - Estimação FGLS (SUR), ajuste do modelo translog

Equação	N	Parâmetros	RMSE	"R ² "	χ^2
<i>lcusto</i>	136	9	0,930	0,803	2114,81 *
<i>sharew</i>	136	4	0,056	0,996	32428,69 *

* significativo a 1%.

Antes de analisar os resultados obtidos, apresentam-se as estatísticas a respeito dos modelos e restrições estimados. A tabela abaixo mostra os resultados do teste de independência dos resíduos (Breusch-Pagan) e dos testes de restrição (Wald e Razão de Verossimilhança). Esses dois últimos testes comparam o modelo translog com o Cobb-Douglas.

Tabela 3 - Teste de Independência e Testes de Restrição²⁰

Estatística	Valor	Graus de Liberdade
Breusch-Pagan	53,46 *	1
Wald	83,42 *	6
Razão de Verossimilhança (LR)	69,20 *	6

* significativo a 1%.

O teste Breusch Pagan indica a existência de correlação entre os resíduos das equações, *i.e.*, existe ganho de eficiência em estimar os modelos pelo método de dois estágios de Zellner em relação à estimação por mínimos quadrados ordinários.

As estatísticas Wald e LR sugerem que o modelo translog é preferível ao modelo Cobb-Douglas²¹, uma vez que a hipótese nula desses testes é a de que o modelo Cobb-Douglas tem o mesmo poder explicativo do que o modelo translog.

A Tabela 4 apresenta evidências estatísticas de que a função translog também é preferível a outras de suas subclasses, o que pode ser visto pela estatística χ^2 , significativa a um nível de confiança de 1% para todos os casos:

Tabela 4 - Testes de Restrição para Subclasses da Função translog

Subclasse	χ^2	Graus de Liberdade
Homotética	11,65 *	2
Homogênea	52,41 *	5
Elasticidade Unitária	13,78 *	1
Cobb-Douglas	69,20 *	6

* significativo a 1%.

¹⁸As estimações foram realizadas utilizando a opção *isure* do comando *sureg* do Stata. Note que ao se utilizar a opção *sur* do comando *reg3* tem-se os mesmos resultados que os obtidos pelo comando *sureg* sem a opção *isure*. Prefere-se a utilização do *isure* pois Zellner iterado converge para o estimador de máxima-verossimilhança.

¹⁹Todas as estimações foram feitas utilizando-se SUR iterado.

²⁰Considerando o modelo que centra os dados na média do último período amostral, *i.e.*, no último trimestre de 2005.

²¹O *bootstrap* destas estatísticas confirma os resultados assintóticos utilizados, como no Apêndice 3.

Dessa forma, passa-se a analisar os resultados apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 - Estimação FGLS (SUR), modelo translog

Dependente	Modelo T1			Modelo T2	
<i>lcusto</i>	Explicativa	Coefficiente	Desv. Pad.	Coefficiente	Desv. Pad.
	<i>lcard</i>	0,581 *	0,125	0,578 *	0,127
	<i>lpapel</i>	0,340 *	0,129	0,345 *	0,129
	<i>lcardlcard</i>	-0,037	0,033	-0,037	0,033
	<i>lcardlpapel</i>	0,072 *	0,018	0,072 *	0,018
	<i>lpapellpapel</i>	-0,025	0,025	-0,025	0,025
	<i>lr</i>	0,152 *	0,007	0,151 *	0,007
	<i>lw</i>	0,848 *	0,007	0,849 *	0,007
	<i>lr lr</i>	0,010 *	0,003	0,010 *	0,003
	<i>lr lw</i>	-0,010 *	0,003	-0,010 *	0,003
	<i>lw lw</i>	0,010 *	0,003	0,010 *	0,003
	<i>lcardlr</i>	0,008 *	0,003	0,008 *	0,003
	<i>lcardlw</i>	-0,008 *	0,003	-0,008 *	0,003
	<i>lpapellr</i>	-0,002	0,003	-0,002	0,003
	<i>lpapellw</i>	0,002	0,003	0,002	0,003
	<i>constante</i>	20,179 *	0,122	20,341 *	0,126
<i>sharew</i>	<i>constante</i>	0,848 *	0,007	0,849 *	0,007
	<i>lr</i>	-0,010 *	0,003	-0,010 *	0,003
	<i>lw</i>	0,010 *	0,003	0,010 *	0,003
	<i>lcard</i>	-0,008 *	0,003	-0,008 *	0,003
	<i>lpapel</i>	0,002	0,003	0,002	0,003

* significativo a 1%, ** significativo a 5% e *** significativo a 10%.

Conforme a proposição 1, os coeficientes *lcard lpapel lr lw* representam a elasticidade custo daquela variável, avaliada no ponto médio (seja média amostral ou média do último período amostral). Para se obter o custo unitário de um dos produtos, basta calcular qual é o montante em reais dessa variação percentual no custo dada pela elasticidade e dividir esse valor pela quantidade que representa a variação de 1% no produto²².

De maneira geral, percebe-se que os resultados são relativamente constantes²³, independente do ponto escolhido como base para expansão. Os resultados tampouco se alteram quando se impõe a condição de que a função é homogênea de grau um nos preços dos insumos²⁴, como pode ser visto na Tabela 5.

No que diz respeito ao produto pagamentos eletrônicos, a elasticidade indica que um aumento de 1% desse produto geraria um aumento de cerca de 0,58% no custo total. Considerando a expansão em torno da média do último período amostral, isso equivaleria a um custo unitário de cerca de R\$1,46. O intervalo de dois desvios-padrão obtido para essa estatística indica custo unitário entre R\$0,82 a R\$2,10. Se considerada a expansão em torno da média amostral, os resultados seriam: custo unitário de R\$1,45, com intervalo de R\$0,81 a R\$2,08.

O aumento de 1% do produto pagamento não-eletrônicos implicaria um aumento de cerca de 0,34% no custo total. O valor obtido pela expansão em torno da média do último período amostral equivale a um custo unitário de R\$3,11. O intervalo de dois desvios-padrão para o custo unitário seria de R\$0,79 a R\$5,43. As mesmas informações quando se considera a expansão em torno da média amostral indicam custo unitário de R\$2,91, com intervalo de R\$0,74 a R\$5,07.

Nota-se, por conseguinte, que o custo unitário dos instrumentos de pagamento não-eletrônicos seria cerca de 113% maior que o custo unitário dos instrumentos eletrônicos, caso se considere a expansão em torno da

²² Como a quantidade de instrumentos eletrônicos de pagamento é cerca de 3,5 a de pagamentos não-eletrônicos, o custo unitário dos instrumentos eletrônicos de pagamento pode ser inferior ao dos pagamentos não-eletrônicos mesmo se a elasticidade estimada dos instrumentos eletrônicos de pagamento se mostre superior à dos não-eletrônicos.

²³ Isso indica que fatores sazonais não devem ser suficientemente fortes para alterar as estimações trimestrais.

²⁴ Isto é, estimar o sistema duas vezes, uma considerando a média amostral e a outra utilizando a média amostral do último trimestre de 2005.

média do último período amostral e 100% maior caso se considere a expansão em torno da média amostral²⁵.

O coeficiente de *lcardpapel* indica que há um certo grau de substitutibilidade entre pagamentos eletrônicos e não-eletrônicos. Um exercício extremo seria a migração de pagamentos não-eletrônicos para eletrônicos²⁶. Tomando as elasticidades dos pagamentos eletrônicos e dos não-eletrônicos calculadas em torno da média do último trimestre de 2005 como *proxy*, ter-se-ia uma economia de aproximadamente 0,7% do PIB no ano de 2005²⁷, caso todos os pagamentos não-eletrônicos migrassem para eletrônicos. Considerando um intervalo de dois desvios-padrão nas estimativas das elasticidades em torno do ponto médio do último trimestre de 2005, ter-se-ia economia de 0,18% a 1,21% do PIB.

O inverso da soma das elasticidades dos pagamentos eletrônicos e dos não-eletrônicos, $\left(\frac{1}{\alpha_c + \alpha_p}\right)$, indicador de economia de escala, indica, no atual cenário, a existência de ganhos de escala (1,08) na oferta desses pagamentos, *i.e.*, um aumento desses produtos levaria a um aumento menos que proporcional nos custos.

No que tange aos insumos, segundo as estimativas, a participação do capital nos custos totais está em torno de 15% e a participação do trabalho 85% e a estimativa de elasticidade de substituição entre capital e trabalho é de cerca de 0,92²⁸. A elasticidade do insumo capital em relação ao seu preço é de -0,78 enquanto a do insumo trabalho em relação ao seu preço -0,14. Por conseguinte, um aumento de 1% no preço do insumo capital, implicaria uma redução de 0,78% em sua demanda. Já para o trabalho, um aumento de 1% no salário médio reduziria sua demanda em 0,14%.

4.2 Modelo Cobb-Douglas

O modelo Cobb-Douglas se mostrou menos indicado, em termos estatísticos, que o modelo translog. De qualquer forma, para efeito de comparação com o que é utilizado na literatura e verificação de robustez dos resultados, os seus resultados são reportados nas tabelas abaixo:

Tabela 6 - Estimação FGLS (SUR), ajuste do modelo Cobb-Douglas

Equação	N	Parâmetros	RMSE	"R ² "	χ^2
<i>lcusto</i>	136	3	1,051	0,749	1527,78 *
<i>sharew</i>	136	1	0,059	0,995	29171,70 *

* significativo a 1%.

Nota-se, na Tabela 6, que a estatística χ^2 indica que o conjunto das variáveis independentes foi estatisticamente significativa para explicar a função custo e a função de participação do trabalho. Nota-se porém, que o erro quadrático médio (RMSE) foi superior ao obtido ao se estimar a função translog, o que reforça as estatísticas anteriormente apresentadas.

Tabela 7 - Estimações FGLS (SUR), modelo Cobb-Douglas

Dependente	Modelo C1			Modelo C2	
<i>lcusto</i>	Explicativa	Coeficiente	Desv. Pad.	Coeficiente	Desv. Pad.
	<i>lcard</i>	0,494 *	0,049	0,494 *	0,049
	<i>lpapel</i>	0,258 *	0,041	0,258 *	0,041
	<i>lr</i>	0,137 *	0,005	0,137 *	0,005
	<i>lw</i>	0,863 *	0,005	0,863 *	0,005
	<i>constante</i>	20,284 *	0,118	20,443 *	0,120
<i>sharew</i>	<i>constante</i>	0,863 *	0,005	0,863 *	0,005

* significativo a 1%, ** significativo a 5% e *** significativo a 10%.

A leitura dos coeficientes obtidos é similar à feita no caso translog, *i.e.*, os coeficientes dos termos de primeira ordem representam elasticidades. Nota-se, ainda, que no caso Cobb-Douglas as elasticidades

²⁵ Considerando-se a correlação dos estimadores, ao se fazer a expansão na média do último período amostral, a probabilidade do custo unitário dos pagamentos não-eletrônicos ser superior ao dos não eletrônicos é de 87%. Sem considerar a correlação negativa entre os estimadores, essa probabilidade passa a ser de 91%. Já para a expansão em torno da média amostral, a probabilidade, considerando correlação é de cerca de 85%, desconsiderando correlação passa a ser de 89%.

²⁶ Este cálculo é bastante simplificado, uma vez que assume que as elasticidades não variam.

²⁷ O PIB calculado pela metodologia que utiliza o censo de 2000.

²⁸ Note que no caso de retorno constantes de escala e elasticidade de substituição unitária, ter-se-ia necessariamente uma função Cobb-Douglas.

independem do ponto onde se faz a expansão²⁹. Contudo, como as médias amostrais diferem-se das médias do último período amostral, o custo unitário dos instrumentos irá diferir, mesmo com as elasticidades constantes.

Quanto ao produto pagamentos eletrônicos, o coeficiente indica que um aumento de 1% desse produto geraria um aumento em cerca de 0,49% no custo total. Considerando a expansão em torno da média do último período amostral, isso equivaleria a um custo unitário de cerca de R\$1,25. O intervalo de dois desvios-padrão obtido para esta estatística indica custo unitário entre R\$1,00 a R\$1,50. Caso se tome a média amostral como base, tem-se R\$1,23, com intervalo de R\$0,99 a R\$1,48.

O aumento de 1% do produto pagamentos não-eletrônicos levaria a um aumento de cerca de 0,26% no custo total. O valor obtido pela expansão em torno da média do último período amostral equivale a um custo unitário de R\$2,33. O intervalo de dois desvios-padrão indica custo unitário de R\$1,59 a R\$3,06. Ao se considerar a expansão em torno da média amostral, obtém-se um custo unitário de R\$2,17, com intervalo de R\$1,47 a R\$2,85.

Portanto, o custo unitário dos instrumentos não-eletrônicos seria cerca de 86% superior ao custo dos instrumentos eletrônicos, caso se considerasse a expansão em torno da média do último período amostral. Já para a expansão em torno da média amostral, esse valor seria 76%³⁰.

Considerando as elasticidades dos pagamentos eletrônicos e dos não-eletrônicos calculadas em torno da média do último trimestre de 2005 como *proxy*, ter-se-ia uma economia de aproximadamente 0,52% do PIB no ano de 2005, caso todos os pagamentos não-eletrônicos migrassem para eletrônicos, segundo o modelo Cobb-Douglas. Um intervalo de dois desvios-padrão nas estimativas das elasticidades em torno do ponto médio do último trimestre de 2005 implicaria economia de 0,36% a 0,68% do PIB.

A seguinte tabela apresenta um resumo dos principais resultados obtidos:

Tabela 8 - Resumo dos principais resultados

Modelo Estimado	Elasticidade		Custo Unitário	
	Não-eletrônicos	Eletrônicos	Não-eletrônicos	Eletrônicos
T1	0,340	0,581	R\$2,91	R\$1,45
C1	0,258	0,494	R\$2,17	R\$1,23
T2	0,345	0,578	R\$3,11	R\$1,46
C2	0,258	0,494	R\$2,33	R\$1,25

5 Conclusões

Os resultados deste trabalho, baseados em dados de 2005, indicam que no Brasil os instrumentos de pagamento eletrônicos são mais baratos que os não-eletrônicos. Uma migração completa de não-eletrônicos para eletrônicos geraria um ganho social de aproximadamente 0,7% do PIB brasileiro de 2005. Embora a medida de custo social que utilizamos seja indireta, os resultados obtidos mostram-se robustos e condizentes com os da literatura internacional.

Várias razões que dificultam uma migração total para pagamentos eletrônicos são comentadas pelos trabalhos existentes. Dentre elas: fatores culturais no que tange ao uso de instrumentos não-eletrônicos; apreçamento indireto dos instrumentos por parte das instituições bancárias; e falta de incentivos de migração para os agentes relevantes. De fato, apesar de os instrumentos eletrônicos reduzirem os custos sociais, tal redução pode não ser efetiva para todos os agentes, o que poderia levar a um comportamento estratégico contrário a essa migração.

Como vigilantes do sistema de pagamentos, os bancos centrais usam não somente de regulação como também de persuasão e de seu papel catalizador para influenciar o uso de instrumentos de pagamento pela sociedade. Na maioria das vezes, a regulação é evitada, mas não preterida, uma vez que envolve relacionamentos e negócios entre clientes e bancos. Esses instrumentos podem ser utilizados para promover uma migração mais fácil e conseqüente redução do custo social dos instrumentos de pagamento.

²⁹ A constante é a única que sofre alteração, refletindo a nova base de comparação.

³⁰ Considerando-se a correlação dos estimadores, ao se fazer a expansão na média do último período amostral e as estimativas obtidas pela função Cobb-Douglas, a probabilidade de que o custo unitário dos pagamentos não-eletrônicos seja superior ao dos eletrônicos é de 99%. Sem considerar a correlação negativa entre os estimadores, essa probabilidade continua em cerca de 99%. Já para a expansão em torno da média amostral, a probabilidade, considerando-se a correlação é de cerca de 98%, ao passo que desconsiderando a correlação passa a ser de 99%.

É importante salientar que mesmo sem uma política definida por parte do vigilante do sistema de pagamentos, existe espaço para que o próprio mercado maximize os ganhos potenciais de uma migração para instrumentos eletrônicos. Nesse sentido, o Banco de Compensações Internacionais (BIS) em seu "General Guidance for Payment System Development" (2005, [2]) recomenda ações que incentivem a interoperabilidade entre redes que processam transações nos pontos de venda, especialmente no que tange às redes de POS.

Uma possível extensão deste trabalho é o desenvolvimento de um modelo de equilíbrio geral que contemple não só os custos bancários, mas os custos e benefícios de todos os participantes. De interesse também são os possíveis efeitos que a distribuição dos instrumentos de pagamento pode ter em termos de eficácia da política monetária.

Referências

- [1] AVERY, Robert, B. *Error Components and Seemingly Unrelated Regressions*. *Econometrica*, 45, No.1, jan 1977, pp-199-209.
- [2] BIS, General guidance for national payment system development, CPSS Publications No 70, January, 2006.
- [3] BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Diagnóstico do Sistema de Pagamentos de Varejo do Brasil*, 2005. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/spb/Diagnostico%20do%20Sistema%20de%20Pagamentos%20de%20Varejo%20no%20Brasil.pdf>
- [4] BANCO CENTRAL DO BRASIL. Diretiva 1/2006., 2006. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/spb/Diretiva-1-2006.pdf>
- [5] BARTEN A P. *Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations*. *European Economic Review*, 1. 1969, pp.7-73.
- [6] BERNDT, E., SAVIN, E. *Conflict Among Criteria for Testing Hypotheses in the Multivariate Linear Regression Model*. *Econometrica*, 45, 1977, pp. 1263–1277.
- [7] BREUSCH, T. S., PAGAN, A. R. *A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation*. *Econometrica*, 47, 1979, pp. 1287–1294.
- [8] BREUSCH, T. S., PAGAN, A. R. *The Lagrange Multiplier test and its application to model specifications in econometrics*, *Review of Economic Studies*, 47, No.1, Econometrics Issue, jan 1980, pp. 239-53.
- [9] CAVES, Douglas W., CHRISTENSEN, Laurits, R. e TRETHEWAY, Michael, W. *Flexible Cost Functions for Multiproduct Firms*. *The Review of Economics and Statistics*, 62, No.3, agosto 1980, pp. 477-481.
- [10] CHAKRAVORTI, S., MCHUGH, T. *Why do we use so many checks?* *Economic Perspectives*, 2002.
- [11] DAVIDSON, Russel, MACKINNON, James D. *Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses*. *Econometrica*, 49, No.3, maio 1981, pp. 781-793.
- [12] DAVIDSON, Russel, MACKINNON, James D. *Estimation and Inference in Econometrics*. New York, Oxford University Press, 1999.
- [13] DEATON, Angus, *Demand Analysis*, in *Handbook of Econometrics*, Capítulo 30, Volume III, Ed. Z. Griliches e M.D Intriligator, Elsevier Science Publishers, BV, 1986
- [14] DIEWERT, W. Erwin. *An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function*. *Journal of Political Economy*, 79, 1971, pp. 481-507.
- [15] DUFOUR, Jean-Marie, KHALAF, Lynda. *Exact tests for contemporaneous correlation of disturbances in seemingly unrelated regressions*. *Journal of Econometrics*, 106, 2002, pp. 143-170.

- [16] FLATRAAKER, D., ROBINSON, P. *Income, costs and pricing in the payment system*. Norges Bank Economic Bulletin, 3, 1995.
- [17] GALLANT, A. RONALD, *On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form, The Fourier Flexible Form*. Journal of Econometrics, 15, No. 2, fevereiro 1981, pp. 211-245.
- [18] GARCIA-SWARTZ, Daniel D., HAHN, Robert W., LAYNE-FARRAR, Anne. *The Move Toward a Cashless Society: A Closer Look at Payment Instrument*. The Review of Network Economics, 5, No. 2, junho 2006, pp.175-198.
- [19] GARCIA-SWARTZ, Daniel D., HAHN, Robert W., LAYNE-FARRAR, Anne. *The Move Toward a Cashless Society: Calculating the Costs and Benefits*. The Review of Network Economics, 5, No. 2, junho 2006, pp.199-228.
- [20] GREENE, William H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey, 2003.
- [21] GRESVIK, O., OWRE, G. *Banks' Costs and Income in the Payment System in 2001*. Norges Bank Economic Bulletin, 4, 2002.
- [22] GUIBOURG, G., SEGENDORF, B. *Do Prices Reflect Costs? – A Study of the Price and Cost Structure of Retail Payment Services in the Swedish Banking Sector 2002*. Working Paper Series. Sveriges RiskBank, 2004.
- [23] HANCOCK, D. HUMPHREY, D., *Payment transactions, instruments, and systems: A survey*. Journal of Banking & Finance, Vol. 21, No.11-12, dezembro 1997, pp.1573-1624.
- [24] HUMPHREY, D., BERGER, A. Market failure and resource use: Economic incentives to use different payment instruments. Em *The U.S. payment system: Efficiency, risk and the role of the Federal Reserve: Proceedings of a symposium on the U.S. payment system sponsored by the Federal Reserve Bank of Richmond*. Ed. David, B. Humphrey, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1990, pp. 45-86.
- [25] HUMPHREY, D., KIM, M., VALE, B. *Realizing the Gains from Electronic Payments: Costs, Pricing, and Payment Choice*. Journal of Money, Credit, and Banking, Vol 33, No 2, 2001, pp. 216-234.
- [26] HUMPHREY, D., PULLEY, L., VESALA, J. *Cash, Paper, and Electronic Payments: a Cross-Country Analysis*. Journal of Money, Credit, and Banking, Vol 28, No 4, 1996, pp. 914-939.
- [27] HUMPHREY, D., WILLESSON, M., LINDBLOM, T., BERGENDAHL, G. *What does it cost to make a payment?* Journal of Network Economics. Vol. 2, No 2, 2003 pp. 159-174.
- [28] HUMPHREY, D., WILLESSON, M., LINDBLOM, T., BERGENDAHL, G. *Cost savings from electronic payments and ATMs in Europe*. Florida State University. Mimeo, 2003.
- [29] HUNTER, William C., TIMME, Stephen G. *Technical Change, Organizational Form, and the Structure of Bank Production* Journal of Money, Credit and Banking, 18, No. 2. maio 1986, pp. 152-166.
- [30] KMENTA, Jan, GILBERT, Roy F. *Small Sample Properties of Alternative Estimators of Seemingly Unrelated Regressions*, Journal of the American Statistical Association, 63, No.324, dezembro 1968, pp. 1180-1200.
- [31] MANDY, David. M., MARTINS-FILHO, Carlos. *Seemingly urelated regressions under additive heteroscedasticity. Theory and share equation applications*. Journal of Econometrics, 58, No. 3, agosto 1993, pp.315-346.
- [32] REVANKAR, N. *Use of Restricted Residuals in SUR Systems: Some Finite Sample Results*. Journal of the American Statistical Association, 71, março 1976, pp. 183–188.
- [33] ROBINSON, P. & FLATRAAKER, D. *Costs in the payment system*. Norges Bank Economic Bulletin, 3, 1995.

- [34] ROCHET, J.; TIROLE, J. *Tying in Two-Sided Markets and the Honor All Cards Rule*, mimeo, IDEI. University of Toulouse, 2006.
- [35] UZAWA, Hirofumi. *Production Functions with Constant Elasticities of Substitution*. The Review of Economic Studies, 29, No. 4, outubro, 1962, pp.291-299.
- [36] VALVERDE, S., HUMPHREY, D., DEL PASO, R. *Effects of ATMs and electronic pay-ments on banking costs*, 2002. Disponível em <http://www.ivie.es/downloads/ws/sbpa/ponencia08.pdf> .
- [37] WELLS, K. *Are checks overused?* Federal Reserve Bank of Minneapolis Quartely Review, Vol. 20, No 4,1996, pp. 2-12.
- [38] ZELLNER, Arnold. *An efficient method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests fo Aggregation Bias*, Journal of the American Statistical Association, 57, No. 298, junho 1962, pp.348-368.

Apêndice 1 - Função translog

A função translog utilizada no texto equivale à seguinte expansão de Taylor de segunda ordem:

$$\begin{aligned}
T = & \ln custo(0,0) + \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card)} \ln \left(\frac{card}{card} \right) + \\
& \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(papel)} \ln \left(\frac{papel}{papel} \right) + \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(r)} \ln \left(\frac{r}{r} \right) + \\
& + \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(w)} \ln \left(\frac{w}{w} \right) + \frac{1}{2} \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card) \partial \ln(card)} \ln \left(\frac{card}{card} \right)^2 + \\
& \frac{1}{2} \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(papel) \partial \ln(papel)} \ln \left(\frac{papel}{papel} \right)^2 + \\
& + \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card) \partial \ln(papel)} \ln \left(\frac{card}{card} \right) \ln \left(\frac{papel}{papel} \right) + \\
& + \frac{1}{2} \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(r) \partial \ln(r)} \left[\ln \left(\frac{r}{r} \right) \right]^2 + \frac{1}{2} \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(w) \partial \ln(w)} \left[\ln \left(\frac{w}{w} \right) \right]^2 + \\
& + \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(r) \partial \ln(w)} \ln \left(\frac{r}{r} \right) \ln \left(\frac{w}{w} \right) + \\
& + \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card) \partial \ln(r)} \ln \left(\frac{card}{card} \right) \ln \left(\frac{r}{r} \right) + \\
& + \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card) \partial \ln(w)} \ln \left(\frac{card}{card} \right) \ln \left(\frac{w}{w} \right) + \\
& + \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(papel) \partial \ln(r)} \ln \left(\frac{papel}{papel} \right) \ln \left(\frac{r}{r} \right) + \\
& + \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(papel) \partial \ln(w)} \ln \left(\frac{papel}{papel} \right) \ln \left(\frac{w}{w} \right) + \mathcal{O}(3)
\end{aligned}$$

onde:

$$\begin{aligned}
\alpha_0 &= \ln custo(0,0), & \delta_{cr} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card) \partial \ln(r)}, & \delta_{cw} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card) \partial \ln(w)}, \\
\alpha_c &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card)}, & \alpha_{cc} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card) \partial \ln(card)}, & \alpha_{cp} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(card) \partial \ln(papel)}, \\
\alpha_p &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(papel)}, & \alpha_{pp} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(papel) \partial \ln(papel)}, & \delta_{pr} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(papel) \partial \ln(r)}, \\
\beta_r &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(r)}, & \beta_{rr} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(r) \partial \ln(r)}, & \delta_{pw} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(papel) \partial \ln(w)}, \\
\beta_w &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(w)}, & \beta_{ww} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(w) \partial \ln(w)}, & \alpha_{rw} &= \frac{\partial \ln custo(0,0)}{\partial \ln(r) \partial \ln(w)},
\end{aligned}$$

e $\mathcal{O}(3)$ é um termo de erro de terceira ordem.

Proposição 1) Os coeficientes de primeira ordem da função translog representam as elasticidades do preço dos insumos e dos produtos, *i.e.*:

$$\begin{aligned}\alpha_c &= \text{Elasticidade do custo em relação ao produto pagamentos eletrônicos} \\ \alpha_p &= \text{Elasticidade do custo em relação ao produto pagamentos não-eletrônicos} \\ \beta_r &= \text{Elasticidade do custo em relação ao preço do insumo capital} \\ \beta_w &= \text{Elasticidade do custo em relação ao preço do insumo trabalho.}\end{aligned}$$

Demonstração.

$$\begin{aligned}\frac{\partial \text{custo}}{\partial \ln(\text{card})} &\approx \frac{\partial \ln \text{custo}(0,0)}{\partial \ln(\text{card})} + \frac{\partial \ln \text{custo}(0,0)}{\partial \ln(\text{card}) \partial \ln(\text{card})} \left[\ln \left(\frac{\text{card}}{\overline{\text{card}}} \right) \right] + \\ &+ \frac{\partial \ln \text{custo}(0,0)}{\partial \ln(\text{card}) \partial \ln(\text{papel})} \ln \left(\frac{\text{papel}}{\overline{\text{papel}}} \right) + \\ &+ \frac{\partial \ln \text{custo}(0,0)}{\partial \ln(\text{card}) \partial \ln(r)} \left[\ln \left(\frac{r}{\overline{r}} \right) \right] + \\ &+ \frac{\partial \ln \text{custo}(0,0)}{\partial \ln(\text{card}) \partial \ln(w)} \left[\ln \left(\frac{w}{\overline{w}} \right) \right]\end{aligned}$$

Ao se avaliar a derivada no ponto médio, tem-se:

$$\ln \left(\frac{\overline{\text{card}}}{\overline{\text{card}}} \right) = \ln \left(\frac{\overline{\text{papel}}}{\overline{\text{papel}}} \right) = \ln \left(\frac{\overline{r}}{\overline{r}} \right) = \ln \left(\frac{\overline{w}}{\overline{w}} \right) = 0$$

Portanto a parcial acima passa a ser:

$$\begin{aligned}\frac{\partial T}{\partial \ln(\text{card})} &\approx \frac{\partial \ln \text{custo}(0,0)}{\partial \ln(\text{card})} = \frac{\frac{\partial \text{custo}(0,0)}{\partial \text{card}}}{\left(\frac{1}{\text{card}} \partial \text{card} \right)} \\ &= \frac{\partial \text{custo}(0,0)}{\partial \text{card}} \frac{\text{card}}{\text{custo}} = \varepsilon\end{aligned}$$

Raciocínio análogo para os outros casos. ■

Proposição 2) Os coeficientes de primeira ordem da função translog para os termos dos preços dos insumos representam a participação relativa daquele insumo no custo.

Demonstração.

$$\frac{\partial T}{\partial \ln(\text{card})} = \frac{\partial \ln \text{Custo}}{\partial \ln(r)} = \frac{\frac{\partial \text{Custo}}{\partial r}}{\frac{\partial r}{r}} = \frac{\partial \text{Custo}}{\partial r_i} \frac{r}{\text{Custo}} = \frac{x_r r}{\text{Custo}}$$

onde x_r é a demanda pelo insumo r . ■

Apêndice 2 - Descrição das Variáveis

As fontes de dados são as demonstrações contábeis das instituições financeiras. Para a realização deste trabalho, os dados foram coletados no Sisbacen e estão descritos de acordo com as variáveis efetivamente utilizadas nas regressões.

1. Custo do Insumo Capital (K)

A variável K representa os custos de capital da instituição financeira, representando a soma das seguintes contas das demonstrações contábeis:

Tabel 9 - Custo do Insumo de Capital (K)

Código COSIF	Descrição
81706000	Despesas de Aluguéis
81709007	Despesas de Arrendamentos de Bens
81721009	Despesas de Manutenção e Conservação de Bens
81751000	Despesas de Seguros
81820003	Despesas de Depreciação

Fonte: Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional

2. Custo do Insumo Trabalho (L)

As despesas de pessoal estão representadas neste trabalho por L . As contas Cosif utilizadas para sua obtenção foram:

Tabela 10 - Custo do Insumo Trabalho (L)

Código COSIF	Descrição
81718005	Despesas de Honorários
81727003	Despesas de Pessoal - Benefícios
81730007	Despesas de Pessoal - Encargos Sociais
81733004	Despesas de Pessoal - Proventos
81736001	Despesas de Pessoal - Treinamento
81737000	Despesas de Remuneração de Estagiários
81760008	Despesas de Serviços de Vigilância e Segurança
81763005	Despesas de Serviços Técnicos Especializados
81772003	Despesas de Viagem ao Exterior
81775000	Despesas de Viagem no País

Fonte: Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional

3. Ativo Imobilizado (*imobilizado*)

Os valores relativos ao Ativo imobilizado dos bancos foram retirados da conta 22000002 do Cosif.

4. Funcionários

Os dados relativos ao número de funcionários de cada instituição foram retirados do conjunto de informações fornecidas pelas instituições financeiras, de acordo com a Carta-Circular 49/71, englobando apenas número de funcionários.

5. Quantidade de pagamentos não-eletrônicos (*papel*)

Esta variável representa a quantidade de instrumentos em papel utilizados. Compreende a soma dos cheques intrabancários e dos interbancários acolhidos e remetidos, assim como os cheques pagos diretamente no caixa.

6. Quantidade de pagamentos eletrônicos (*card*)

Esta variável representa os instrumentos de pagamentos considerados eletrônicos. Compreende o total de DOCs emitidos e recebidos, TEDs emitidas e recebidas, transferências governamentais, convênios, operações de cartões de crédito e de débito e e-money. Todos os instrumentos foram considerados em quantidade e não em valor.

Variáveis calculadas

Tabela 11 - Variáveis calculadas

<i>lr</i>	$\ln\left(\frac{K}{\text{Imobilizado}}\right)$
<i>lw</i>	$\ln\left(\frac{L}{\text{Funcionários}}\right)$
<i>lcusto</i>	$\ln(K + L)$
<i>sharew</i>	$\frac{L}{K+L}$
<i>lpapel</i>	$\ln(\text{papel})$
<i>lcard</i>	$\ln(\text{card})$

Apêndice 3 - *Bootstrap*

A tabela abaixo apresenta os resultados de *bootstrap* para os testes de Máxima Verossimilhança e de Wald, com a hipótese nula de que o modelo Cobb-Douglas tem o mesmo poder explicativo do modelo translog:

Tabela 12 - *Bootstrap* semiparamétrico das estatísticas LR e Wald

Estatística	Valor	Desvio Padrão	
LR	69,202	4,782	*
Wald	83,423	5,077	*

* significativo a 1%.

Número de réplicas do Bootstrap 19999.

Percebe-se que a um nível de significância de 1% confirma-se o resultado descrito no texto de que o modelo translog é superior em termos explicativos ao modelo Cobb-Douglas.