

# COMÉRCIO INTERNACIONAL E FINANÇAS – UMA ANÁLISE TEÓRICO-EMPÍRICA

Cláudio Ribeiro Lucinda<sup>§</sup>

## RESUMO

O presente artigo busca investigar a relação entre as características institucionais do mercado de crédito de um país e a sua especialização no comércio de manufaturas. Para tanto, inicialmente começamos modelando esta relação. A análise empírica, envolvendo dados setoriais da indústria brasileira para o período entre 1996 e 2000, permitiu observar uma relação entre a demanda por fundos externos e grau de especialização em produtos manufaturados, de acordo com o desenvolvimento teórico. Esta relação se manteve mesmo com a realização de uma análise econométrica adicional, que tinha o objetivo de controlar os vieses de simultaneidade e causalidade reversa

**Palavras-chave:** finanças, comércio internacional.

## ABSTRACT

This paper aims to investigate the existence of a relationship between the institutional characteristics of the credit market of a country and its degree of specialization on trade of manufactures. In order to do so, we started by formally modeling this relationship. The empirical analysis, with Brazilian sectoral data for the period between 1996 and 2000, we could observe a relationship between the demand for external financing and the degree of specialization in industrial products, in accordance to the theoretical development. This relationship holds even after our robustness tests, using instrumental variables, aimed at dealing with the problems of simultaneity and reverse causality.

**Keywords:** finance, international trade.

**JEL classification:** F120, G320.

---

<sup>§</sup> Escola de Economia de São Paulo - Fundação Getúlio Vargas. Endereço para contato: R. Itapeva, 474, 11º andar – Bela Vista – São Paulo – SP – CEP 01332-000. Fone: (11) 3281-7765. E-mail: claudio.lucinda@fgv.br.

Recebido em maio de 2007. Aceito para publicação em julho de 2008.

## 1 INTRODUÇÃO

Até o momento, a pesquisa sobre os determinantes do padrão de comércio entre os países, bem como a investigação sobre os efeitos microeconômicos das decisões de financiamento das empresas são levadas a cabo separadamente pela comunidade acadêmica.<sup>1</sup> Neste sentido, o presente artigo vem se juntar a uma pequena literatura que não compartilha deste ponto de vista, buscando analisar de uma forma integrada como as decisões de financiamento das empresas afetam o padrão de especialização dos países.

Para tanto, o mesmo estende as contribuições teóricas de Kletzer e Bardhan (1987) e Beck (2002 e 2003), que buscam mostrar que países com sistemas financeiros mais desenvolvidos possuem vantagem comparativa nos setores que dependem de financiamento externo. Diferentemente de Kletzer e Bardhan (1987), neste modelo, todos os setores da economia dependem de financiamento externo, um deles sendo mais intensivo em crédito devido a retornos crescentes de escala. Da mesma forma, ao contrário de Beck (2002 e 2003), assumimos que os diferentes segmentos do setor manufaturado possuem diferentes características, o que determinaria, por seu lado, diferentes padrões de demanda por fundos externos e, conseqüentemente, um padrão de especialização dentro do setor manufaturado. Em outras palavras, os dois modelos acima podem explicar o grau de especialização em manufaturas de um país – o chamado comércio interindustrial – mas não são capazes de explicar o padrão comércio intra-industrial.

A relevância deste caminho teórico não pode ser deixada de lado, quando notamos que o sistema de cobrança de créditos no Brasil é extremamente complexo. Diferentes modalidades de crédito possuem condições dramaticamente diferentes, dependendo do grau de segurança jurídica desfrutado pelo credor. Por exemplo, conforme mostrado em Banco Central do Brasil (2003), contratos de Adiantamento de Contrato de Câmbio (ACC) possuem taxas muito menores de juros em relação a alternativas similares, decorrentes do fato que tal modalidade é considerada como possuidora de boa garantia legal. Da mesma forma, contratos de alienação fiduciária, em que existem garantias reais, desfrutam igualmente de taxas de juros muito inferiores à média praticada pelas instituições financeiras. Portanto, é pouco razoável afirmar que o processo de concessão de créditos no Brasil tenha as mesmas características em todos os setores industriais; pelo contrário, o que a experiência mostra é que tais custos – chamados pelos economistas de “Custos de Verificação de Estado” – são bastante diferentes entre os setores. Além da análise teórica, o presente artigo também busca a verificação empírica destes resultados na terceira parte, realizando uma investigação aprofundada, utilizando dados para 104 setores da indústria brasileira.

---

1 Sobre a investigação do papel do mercado de crédito sobre o desenvolvimento, ver Levine (1997), King e Levine (1993) e Rajan e Zingales (1998).

## 2 DIFERENÇAS DE CUSTO DE VERIFICAÇÃO DE ESTADO E COMÉRCIO INTERNACIONAL: TEORIA

Esta seção busca realizar uma extensão da literatura existente<sup>2</sup> de forma a ilustrar um dos elos pelos quais uma estrutura institucional do sistema financeiro pode se traduzir em diferentes padrões de especialização internacional. Diferentemente de Beck (2002), o modelo se foca no papel do sistema financeiro em reestruturar empresas em dificuldades e na inter-relação deste papel com as características institucionais dos diferentes países, que limitariam – ou facilitaríamos – esta ação. Com isto, setores com menores custos de liquidação poderiam desfrutar de um maior acesso ao financiamento externo à empresa, maior produção e menor custo médio. Em um equilíbrio de economia aberta, isto também se traduziria em um maior saldo comercial deste setor. Tal modelo é composto por três agentes: os consumidores, os produtores e os intermediários financeiros. Vamos investigar cada um deles a seguir.

### 2.1 Os consumidores<sup>3</sup>

Vamos supor a existência de um *continuum* de agentes que vivem por dois períodos, com medida unitária. Os agentes nascem com uma dotação de capital (denominada  $k$ ) e com a capacidade de fazer funcionar uma tecnologia que transforma este capital em bens de consumo. Os agentes, em seu primeiro período de vida, utilizam o seu capital nas empresas e dividem a renda resultante – denominada  $qk$ , em que  $q$  é o retorno sobre o patrimônio dos agentes – entre o consumo no primeiro período e a poupança.

Tal poupança é aplicada pelos intermediários financeiros e rende uma taxa de juros igual a  $R = 1 + i^D$ , que será a base do consumo no segundo período. Esta estrutura nos permite classificar os agentes que estão em seu primeiro período como empreendedores e os que estão no segundo período de vida como poupadores. Vamos agora detalhar com maior profundidade as características dos consumidores.

Vamos supor que todos os consumidores possuem uma mesma função de utilidade logarítmica e um mesmo fator de desconto intertemporal. Eles maximizam a seguinte função de utilidade intertemporal:

$$U = \ln(C_t) + \beta \ln(C_{t+1}) \quad (2.1)$$

Sujeita à seguinte restrição orçamentária intertemporal:

$$C_{t+1} = (qk - C_t) \times R \quad (2.2)$$

2 Em especial, de Beck (2002), cuja notação e definições estaremos seguindo de perto ao longo desta modelagem.

3 Nesta parte, estaremos seguindo de perto a formulação de Beck (2002).

Maximizando a função (2.1), sujeita à restrição (2.2), nos dá o seguinte valor para o consumo no primeiro período:

$$C_t = \frac{qk}{1 + \beta} \quad (2.3)$$

Além da decisão intertemporal de alocação dos bens, o segundo estágio da escolha dos consumidores consiste na alocação dos valores selecionados para o instante  $t$  entre diferentes produtos. Vamos supor que esta decisão se dê acerca de dois bens: um bem homogêneo  $x$  – que chamaremos alimentos – e um bem diferenciado, denominado  $y$ , sendo que cada variedade deste bem é denominada  $y_j$ . Com isto, podemos definir a seguinte cesta de consumo no instante  $t$ :

$$C_t = x^\delta \left( \int_{j=0}^{\omega} y_j^\sigma dj \right)^{\frac{1-\delta}{\delta}} \quad (2.4)$$

A partir desta definição da cesta de consumo, podemos derivar as seguintes funções-demanda para cada uma das variedades de produtos manufaturados, em que  $p_j$  é o preço da variedade  $j$  de manufaturas:<sup>4</sup>

$$y_j = \frac{(1-\delta)(C_t + C_{t+1})}{p_j^{\frac{1}{1-\sigma}} \int_{i=0}^{\omega} p_i^{\frac{-\sigma}{1-\sigma}} di} \quad (2.5)$$

Dois pontos ainda precisam ser enfatizados com respeito à função-demanda mostrada acima. Uma vez que cada uma das variedades é argumento da função-demanda de forma simétrica, em equilíbrio, cada uma das variedades deve ter o mesmo preço. Além disso, a elasticidade de substituição de cada uma das variedades é de  $\frac{1}{1-\sigma}$ . Vamos agora detalhar o lado da produção.

## 2.2 Os produtores

A cada período, os produtores possuem acesso à uma tecnologia que permite que eles produzam alimentos, ou uma variedade  $j$  qualquer de produtos manufaturados. As funções de produção são as seguintes:

$$x = z * (k + l) \quad (2.6)$$

$$Y_j = \alpha z * (k + l) - T \quad (2.7)$$

Nas funções de produção apresentadas acima, o termo  $l$  denota o volume de recursos fornecidos por um intermediário financeiro, e  $\alpha$  denota um diferencial de produtividade entre

4 A demanda por alimentos é  $x = d(C_t + C_{t+1})$ .

a produção de manufaturas e a de alimentos.<sup>5</sup> O elemento  $z$  é um choque idiossincrático com uma distribuição uniforme definida no intervalo  $[0, b]$ , e com um valor esperado  $\psi = \int_0^b z dF(z) = b/2$ . Além disso, o termo  $T$  denota o total dos custos fixos irrecuperáveis, e que faz com que a produção de manufaturas seja caracterizada por retornos crescentes de escala, ao contrário da produção de alimentos. Podemos notar, a partir das premissas assumidas para o lado da produção e do consumo, que, para cada variedade de produto manufaturado, somente existirá um produtor.

A função custo total de uma empresa nesta economia é composta por duas partes, além do custo fixo, que caracteriza o produtor de manufaturados. A primeira delas, denominada  $q_x$  ( $q_{xy}$  para o produtor da variedade  $j$  de produtos manufaturados), representa a remuneração do capital próprio do empreendedor (sua mão-de-obra). A segunda parte envolve a remuneração do capital de terceiros. Uma vez que o empreendedor decide sobre a produção antes da realização do valor de  $z$ , devemos ter em mente que a remuneração do capital de terceiros, aqui mencionada, é a remuneração esperada. Esta remuneração esperada é denominada  $J$  e é uma função do valor a ser pago, caso não ocorram problemas no cumprimento das regras do contrato. Estas duas partes são ponderadas pela participação do capital próprio e do capital de terceiros no valor da empresa.

Antes que possamos caracterizar o equilíbrio em economia fechada, os empreendedores irão entrar em contratos para o fornecimento dos recursos necessários para a produção. Suponhamos que os empreendedores são capazes de entrar em acordos de seguro mútuo de forma a diversificar o seu risco de produção. No entanto, este contrato somente será pago após a verificação do valor de  $z$ . Em outras palavras, o produtor observa o valor realizado de  $z$  e, a partir daí, decide-se pelo pagamento do empréstimo contratado, caso possível. As condições deste contrato, bem como as provisões existentes no mesmo, são o objeto da próxima seção.

### 2.3 Sistema financeiro

Os empreendedores possuem um problema de assimetria de informação, na medida em que a realização do choque idiossincrático de cada uma das empresas somente é verificado externamente por meio de um custo de verificação de estado. Em outras palavras, o produtor observa sem custos a sua capacidade de pagamento, enquanto que o credor somente pode fazê-lo incorrendo em custos – que são chamados de custos de verificação de estado.

Este custo faz com que existam intermediários financeiros capazes de internalizar este problema e diversificar o risco para eventuais poupadores. Note-se que, no presente modelo, os custos de verificação de estado afetam tanto os custos quanto os níveis de financiamento externo obtidos pela firma. Sem perda de generalidade, vamos supor que cada um dos segmentos produtores de manufaturas possui um custo de verificação de estado específico – que denominaremos  $\lambda_j$ , que pertence ao conjunto  $\Lambda = \{\lambda, \lambda\}$ , sendo que  $\lambda > \lambda$  e cada setor tem atribuído

<sup>5</sup> Assume-se que  $a > 1$ .

um valor de  $\lambda_j$  dentro de  $\Lambda$  aleatoriamente. Podemos mostrar que os produtores e os intermediários financeiros – que podem ser quaisquer poupadores – entrarão em um *Contrato de Débito Padrão*,<sup>6</sup> em que são especificados os valores do empréstimo, os estados em que a verificação se realiza e o pagamento ao intermediário em cada um dos estados. O estado (realização de  $z$ ) somente será verificado quando o produtor afirma que o resultado da produção é baixo demais para permitir que o financiamento seja honrado. Neste caso, o intermediário seria detentor do direito sobre o produto desta empresa, depois de o pagamento da verificação do estado ter sido feito. Tal contrato dá o maior lucro possível para a empresa e atende à condição de equilíbrio de mercado para o intermediário. Passemos agora a investigar qual seria o contrato ótimo com estas características para os produtores de manufaturas.<sup>7</sup>

### 2.3.1 O contrato ótimo para os produtores de manufaturas

Definindo  $\gamma_{yj}$  como o pagamento fixo por unidade investida nos casos em que é desnecessária a verificação do estado,  $R = 1 + i^D$  a taxa de juros de depósito, o contrato ótimo para um produtor de bens manufaturados é tal que maximize os lucros esperados:

$$\max_{\gamma_{yj}, l} \alpha p \frac{(b - \gamma_{yj})^2}{2b} (k + l)$$

sujeito à restrição de participação dos intermediários financeiros, que implica que a rentabilidade esperada em um empréstimo deve ser maior do que a rentabilidade obtida em uma outra alternativa

$$\alpha p (k + l) \left[ \frac{(1 - \lambda_j) \gamma_{yj}^2}{2b} + \gamma_{yj} \frac{(b - \gamma_{yj})}{b} \right] \geq R \times l \quad (2.8)$$

para  $R$  e  $k$  dados, e  $\lambda_j \in \Lambda$ . O retorno esperado por unidade emprestada é identificado por  $J(\gamma_{yj})$ . Como mencionamos na subseção 2.2 anterior sobre os empresários, este retorno deve ser uma função de  $\gamma_{yj}$ , ou seja, do valor pago na ausência de problemas:

$$\alpha p J(\gamma_{yj}) \equiv \alpha p \left[ \frac{(1 - \lambda_j) \gamma_{yj}^2}{2b} + \gamma_{yj} \frac{(b - \gamma_{yj})}{b} \right] \quad (2.9)$$

Isto pode ser reescrito como:

$$(k + l) \alpha p J(\gamma_{yj}) \geq R \times l$$

A partir destes resultados, vamos provar o seguinte lema:

6 Para uma demonstração da otimalidade deste contrato, recomenda-se Freixas e Rochet (1997).

7 A demonstração das características do contrato ótimo para um produtor de alimentos é similar à mostrada a seguir e, portanto, não será apresentada. Para maiores detalhes, ver Beck (2002).

**Lemma 1.** *Dadas as hipóteses anteriormente descritas, (1)  $J(\gamma_{yj})$  é estritamente côncava, e é crescente em  $[0, \gamma_{yj}^-]$ , em que  $\gamma_{yj}^- \in (0, b)$  e  $J'(\gamma_{yj}^-) = 0$ ; (2) existe um único  $\gamma_y \in (0, \gamma_{yj}^-)$ , que resolve o contrato ótimo de dívida, em que  $\gamma_{yj}$  é a solução da função inversa  $R_{yj} = R(\gamma_{yj})$ , e  $R_{yj}'(\gamma_{yj}) < 0$ , (3) a solução de (2) é decrescente em  $\lambda_j$ , e (4) a razão dívida/capital próprio é decrescente em  $\lambda_j$ .*

**Demonstração.** Disponível no Apêndice

Este resultado teórico estabelece que, ao contrário da modelagem original de Beck (2002), há um efeito sobre a composição do financiamento externo decorrente de diferentes custos de verificação de estados em cada um dos setores. Em especial, quanto maior o custo de verificação de estado, ou seja, quanto mais difícil for para um credor efetivamente avaliar a capacidade de pagamento de um devedor quando necessário, maior será a participação de capital próprio *vis-à-vis* o capital de terceiros nas fontes de recursos das empresas. Como iremos notar, tais custos serão um elemento-chave para a compreensão do padrão de especialização dos países. Antes de discutirmos este ponto, ainda precisamos determinar qual seria o equilíbrio de autarquia desta economia.

### 3 EQUILÍBRIO EM ECONOMIA FECHADA

Para que possamos discutir qual seria o equilíbrio em economia fechada deste modelo, inicialmente precisamos caracterizar o equilíbrio no mercado de créditos. Para tanto, vamos definir  $\Phi$  como sendo a participação de dívida na economia (também entendida como  $\frac{L}{L+K}$ ), e  $\varphi_i, i = x, y$ , as participações de dívida nos dois setores, respectivamente. Em equilíbrio,  $\gamma_x, \gamma_y$  e  $R$  são determinadas endogenamente, de tal forma que as condições de participação dos intermediários (equação 2.8 da seção anterior) são mantidas como igualdade e a taxa de juros deve ser a mesma em qualquer contrato de crédito – em qualquer um dos setores de manufaturas e de alimentos. Tais características implicam as seguintes restrições:

$$\frac{J(\gamma_x)}{R_x(\gamma_x)} = \varphi_x$$

$$\frac{J(\gamma_{yj})}{R_y(\gamma_{yj})} = \varphi_y$$

$$R_x(\gamma_x) = R_{yj}(\gamma_{yj}) \forall j$$

$$\theta \varphi_x + \sum_j \theta_j \varphi_{yj} = \Phi$$

A outra parte do equilíbrio em economia fechada inclui os equilíbrios nos mercados de fatores e de produtos. Ou seja, estes mercados não devem apresentar excessos de oferta ou de

demanda. Passemos à caracterização dos equilíbrios dos mesmos. No mercado de alimentos, o custo médio, definido como  $c_{xx}$ , e o custo marginal, definido como  $c_x$ , devem ser igual ao preço do produto acabado, uma vez que a produção dos mesmos é caracterizada por Retornos Constantes de Escala. Normalizando o preço do alimento em 1, temos então:

$$c_x = c_{xx} = (1 - \varphi_x)q_x + \varphi_x J(y_x) = 1$$

Uma vez que o setor de manufaturas é caracterizado por competição monopolística, em que devemos ter a receita marginal igual ao custo marginal – definido como  $c_{yy}$ . Sendo a receita marginal definida como  $\sigma p$ , temos então:

$$\sigma p = c_{yy} = (1 - \varphi_{yj})q_{yj} + \varphi_{yj} \alpha p J(\gamma_{yj})$$

Ademais, os custos médios devem ser iguais aos preços:

$$p = c_y = (1 - \varphi_{yj})q_{yj} + \varphi_{yj} \alpha p J(\gamma_{yj}) + \frac{T}{y_j}$$

As participações dos empresários em cada um dos setores têm que somar 1 e a rentabilidade do capital próprio em cada um dos setores de manufaturas e de alimentos deve ser igual:

$$q_{yj} = q_x, \forall j$$

Em que:

$$q_x = \frac{1}{1 - \varphi_x} \frac{(z - \gamma_x)^2}{2b}$$

$$q_{yj} = \frac{\alpha p}{1 - \varphi_{yj}} \frac{(z - \gamma_{yj})^2}{2b} - \frac{T}{k_j}$$

Além disso, a oferta relativa de manufaturas tem de ser igual à demanda relativa:

$$\frac{x}{y} = \frac{\delta p}{1 - \delta}$$

Podemos agora passar à demonstração do seguinte teorema, que busca estabelecer formalmente os resultados colocados acima:

**Theorem 1.** *Em equilíbrio em economia fechada existirá apenas uma solução para  $x, y, p, q_x, q_{yj}, \theta, \gamma_x, \gamma_{yj}, \varphi_x$  e  $\varphi_{yj}$ , que é definida pelas relações acima. Além disso, o estoque de capital em cada um dos setores  $j$  é decrescente com relação aos custos de verificação dos estados  $\lambda_j$ .*

**Demonstração.** Disponível no Apêndice

A partir deste resultado, podemos concluir que maiores custos de verificação de estado em uma variedade  $j$  de manufaturas implicam um menor estoque de capital e um menor endividamento. Conseqüentemente, os setores em que os custos de verificação de estado são menores também desfrutarão de maior estoque de capital físico, permitindo uma melhor exploração de economias de escala. Com isto, em autarquia, os setores que possuem menores custos de verificação de estado – isto é, aqueles em que o credor consegue observar diretamente a capacidade de pagamento do devedor quando necessário – também possuirão menores custos médios de produção. Iremos investigar quais são as conseqüências deste ponto na próxima seção.

#### 4 EQUILÍBRIO EM ECONOMIA ABERTA

Para que possamos entender melhor os efeitos dos diferentes custos de verificação de estado sobre o padrão de especialização dos países, vamos supor agora a existência de duas economias exatamente iguais, sendo que apenas diferem de acordo com a distribuição dos  $\lambda_j$ , em cada uma delas os  $\lambda_j$  distribuídos aleatoriamente e sem correlação entre os países. Na presença de tal comércio internacional sem fricções, todas as variedades de produtos manufaturados estarão disponíveis para os consumidores domésticos. Por outro lado, nem todas as variedades de produtos manufaturados serão produzidas domesticamente, sendo que, independentemente do padrão de comércio intersetorial, haverá comércio intra-setorial em produtos manufaturados. Neste ambiente de comércio, a estrutura de custos de verificação de estados determina o padrão de especialização entre as diferentes variedades de produtos manufaturados que devem ser produzidas. Podemos resumir esta colocação com o seguinte teorema:

**Theorem 2.** *Tudo o mais mantido constante, o produtor da variedade  $j$  de produtos manufaturados que possui um menor custo de verificação de estado entre os países deve possuir um menor custo médio, de forma que acabará por se tornar um exportador desta variedade.*

Este teorema decorre dos outros acima, na medida em que os setores com menores custos de verificação de estado teriam maiores estoques de capital e, portanto, acabariam por desfrutar de menores custos médios em autarquia. Em conseqüência destes menores custos, o país acabaria por desfrutar de uma vantagem comparativa na produção da referida variedade  $j$ , indicando um saldo comercial na mesma variedade.<sup>8</sup> Tais predições são consistentes com os modelos de comércio com produtos diferenciados, em especial os apresentados em Helpman e Krugman (1987). A importância deste resultado está em estabelecer um possível determinante para o padrão de comércio em produtos diferenciados, coisa que não é usual nesta literatura. Mesmo livros-texto sobre o setor, como Wong (1995), cap. 6, afirmam que o padrão de comércio das

<sup>8</sup> O padrão de comércio é derivado de forma similar aos outros modelos de comércio internacional com produtos diferenciados. Para um exemplo, ver Wong (1995), em especial a seção 6.6.

variedades de produtos manufaturados (ou seja, qual país exporta qual variedade), neste caso, é indeterminado.

Podemos derivar uma implicação empírica testável deste modelo:

- **Hipótese 1:** setores industriais em que há um maior grau de dependência externa tendem a apresentar um maior saldo de exportações sobre importações, como proporção da corrente de comércio.

Iremos investigar se tal afirmação encontra apoio nos dados, na seção a seguir.

## 5 ANÁLISE EMPÍRICA

Tendo em vista o exposto na seção anterior, vamos analisar, em um primeiro momento, como o grau de desenvolvimento do mercado financeiro de um determinado país afetaria o padrão de especialização dos mesmos. Iremos analisar os efeitos sobre o grau de especialização em exportações na indústria brasileira decorrente do grau de dependência financeira de cada setor. De uma forma geral, a teoria pura do comércio internacional em sua forma clássica – conhecida como Modelo Heckscher-Ohlin – afirma que o padrão de vantagem comparativa de um determinado país depende fundamentalmente da dotação de fatores produtivos do mesmo.

Na década de 1980, com o avanço do instrumental técnico da profissão, uma nova linhagem de modelos começou a se apresentar, enfatizando o papel da diferenciação de produtos e economias de escala como fontes de vantagens comparativas. Exemplos deste tipo de literatura são mostrados em Helpman e Krugman (1987). Uma das principais contribuições deste tipo de modelo é que, devido às economias de escala, bem como à diferenciação de produtos, há incentivos para que os países concentrem a produção de cada variedade em um único país.<sup>9</sup> Conseqüentemente, este modelo acaba por enfatizar o papel da mudança tecnológica e da inovação de produto como determinante do comércio internacional, especialmente no segmento de produtos manufaturados.

Em termos empíricos, Arbache e Negri (2002), utilizando uma base de mais de 31 mil empresas, mostrou, para o caso brasileiro, que a tecnologia e a escala de produção são fatores determinantes para a propensão de uma empresa industrial em exportar. Além disso, estes autores também concluem que firmas exportadoras acabam por oferecer um prêmio salarial aos seus trabalhadores em relação às outras empresas, o que poderia estar relacionado com um diferencial de produtividade entre as empresas exportadoras e as outras empresas.

Como vimos na introdução, o sistema financeiro exerce funções que impactam diretamente sobre a acumulação de capital e o processo de inovação dentro de uma economia capitalista.

---

9 E, portanto, teríamos aí uma explicação para o comércio intra-indústria.

Dado que o grau de economias de escala e o nível tecnológico das firmas são fundamentais para o padrão de vantagem comparativa, a forma pela qual tanto a escala quanto a tecnologia são financiadas adquire importância. Conseqüentemente, esta seção terá por objetivo analisar com maior cuidado o papel da necessidade de financiamento externo como determinante do padrão de vantagem comparativa dentro do segmento industrial brasileiro.

## 5.1 Dados utilizados

Para realizar as estimações, foi construída uma base de dados envolvendo 104 setores industriais segundo a classificação CNAE/IBGE para o período entre 1996 e 2000.<sup>10</sup> Esta característica da nossa base de dados nos dá uma flexibilidade maior para avaliar a evolução temporal da relação a ser analisada.

Para tanto, dois grupos de variáveis foram utilizados. O primeiro deles diz respeito às variáveis relativas às características setoriais da indústria brasileira. Dentre estas, temos as seguintes variáveis:

Valor Adicionado Bruto – Obtido com base nas informações da PIA/IBGE.<sup>11</sup> É importante notar que esta medida é calculada em termos brutos, ou seja, sem a retirada dos impostos líquidos de subsídios sobre a produção. Denotada  $VAB_{it}$ .

Excedente Operacional Bruto – Obtida através do cálculo da participação da remuneração do capital sobre o Valor Adicionado. Denominada  $EOB_{it}$ .

Consumo Intermediário – Valor dos insumos consumidos no processo de geração do valor adicionado por setor. Codificada como  $CI_{it}$ .

Formação Bruta de Capital Fixo – Soma dos dispêndios em ampliação da capacidade produtiva. Definida como  $FBKF_{it}$ .

Massa de Salários Bruta – Total dos salários mais contribuições sociais. Calculada como a participação do trabalho no Valor Adicionado. Definida como  $WT_{it}$ .

Estoque de capital – Variável construída a partir da estimação de um valor do estoque de capital para o ano inicial da amostra, 1996, e, a partir daí, calculado como a acumulação de investimento líquido de depreciação. Codificada como  $K_{it}$ .<sup>12</sup>

10 Para uma descrição mais aprofundada da composição setorial da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), recomenda-se IBGE (2002). Também se recomenda a mesma fonte para a interpretação de indústria ali utilizada.

11 Pesquisa Industrial Anual.

12 Em seu estudo, Garcia (2003) utilizou o seguinte procedimento para o cálculo do estoque de capital. Foi estimado o valor do estoque de capital no primeiro ano de nossa amostra – 1996 – por meio da participação da renda do capital no total do PIB do setor e dos estoques de mão-de-obra e o custo total da mão-de-obra. A partir daí, os estoques de capital nos anos seguintes foram obtidos com a adição das empresas ao ativo permanente, descontada de uma taxa de depreciação da ordem de 5% ao ano.

Número de trabalhadores – Construída a partir do número de horas trabalhadas por setor. Codificada como  $L_{it}$ .

Escolaridade média – Calculada a partir dos dados do Registro Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho (RAIS). Codificada como  $SCHOOL_{it}$ .

Estes dados foram obtidos a partir do estudo de Garcia (2003) sobre a produtividade da indústria brasileira após o Plano Real.

Com base nesta amostra de dados, mais três variáveis foram construídas, que refletiriam a dependência de financiamento externo por setor, todas calculadas de forma similar – ainda que não idêntica, devido à ausência de dados comparáveis para o Brasil – ao índice de dependência externa calculado por Rajan e Zingales (1998). A primeira delas mede o grau de dependência externa para o aumento de capacidade da firma, calculado da seguinte forma:

$$DEPEX1_{it} = \frac{(FBKF_{it} - EOB_{it})}{(FBKF_{it})}$$

Esta é a medida mais próxima do indicador utilizado por Rajan e Zingales (1998). Estes autores utilizam a seguinte medida:

$$DEPEX = \frac{CAPEX - OCF}{CAPEX}$$

Em que  $CAPEX$  se refere às despesas de capital da firma, enquanto que  $OCF$  se refere ao fluxo de caixa operacional da firma – também conhecido como EBITDA (Lucro Antes dos Impostos, Juros, Depreciações e Amortizações). A variável denominada  $DEPEX1$  no texto, por sua vez, trabalha com um conceito similar ao de  $CAPEX$  para o aumento de capacidade de produção –  $FBKF_{it}$  – que é calculado de forma agregada por setor, e não com base nos valores contábeis das firmas. Da mesma forma, a variável  $EOB_{it}$  reflete um conceito similar ao de Fluxo de Caixa Operacional. Estas duas variáveis buscam medir o quanto a firma é obrigada a buscar no mercado financeiro do total das necessidades de recursos.

A segunda medida, por sua vez, busca avaliar melhor o papel da necessidade não apenas de capital fixo, mas também de capital de giro. Esta variável se diferencia da anterior por incluir como demanda por capital o total de pagamentos para a mão-de-obra, fazendo com que a variável seja calculada da seguinte forma:

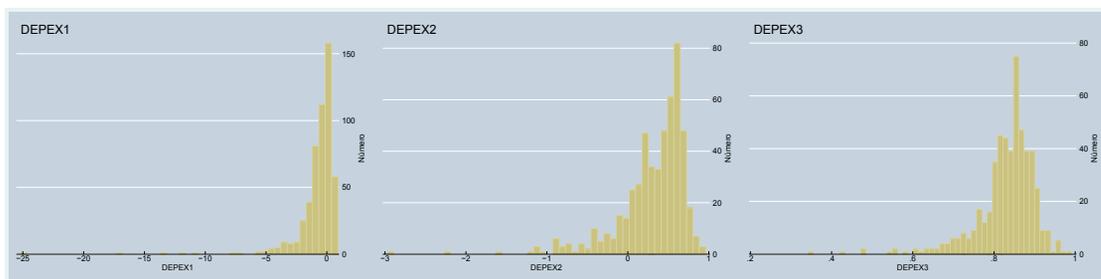
$$DEPEX2_{it} = \frac{(FBKF_{it} + WT_{it} - EOB_{it})}{(FBKF_{it} + WT_{it})}$$

E a terceira medida é a mais ampla de todas e inclui também o valor do consumo intermediário no valor da demanda por fundos.

$$DEPEX3_{it} = \frac{(FBKF_{it} + WT_{it} + CI_{it} - EOB_{it})}{(FBKF_{it} + WT_{it} + CI_{it})}$$

Neste ponto é importante notar que estas três variáveis, por construção, são resultados tanto de questões relativas à estrutura intersetorial de oferta e demanda por recursos financeiros. Desta forma, a construção destes indicadores leva em conta aspectos não considerados em análises anteriores.<sup>13</sup> Para que tenhamos uma noção mais precisa da magnitude dos valores envolvidos, a figura a seguir mostra a distribuição das diferentes variáveis.

**Figura 1**



Podemos notar que, como esperávamos, a distribuição das variáveis vai se alterando à medida que passamos da dimensão mais restrita de dependência externa de fundos,  $DEPEX1_{it}$ , para a medida mais ampla,  $DEPEX3_{it}$ . Da mesma forma, podemos notar que tanto a média quanto a dispersão dos valores vão sendo maiores quanto mais amplo é o conceito – na primeira medida, a média é negativa, indicando que as exigências externas de fundos são menores que a capacidade de geração interna de recursos. Da mesma forma, a dispersão dos valores também vai aumentando à medida que incluímos mais elementos na dependência externa de fundos.

O segundo grupo de variáveis está relacionado com os padrões de comércio exterior dos diferentes setores da economia. Foram construídas as seguintes variáveis:

Exportação de Bens – Calculada com base nos dados de exportação desagregados por produto segundo a classificação NCM<sup>14</sup> e agregados segundo a classificação CNAE, com o uso dos códigos PRODLIST.<sup>15</sup> Denominada  $X_{it}$ .

Importação de Bens – Calculada de forma similar, e denominada  $M_{it}$ .

13 Um exemplo disso é o efeito das diferenças intersetoriais na formação da oferta de créditos. Na análise de Svaleryd e Vlachos (2001), são utilizadas algumas medidas de desenvolvimento do mercado de créditos como indicadores do lado da oferta de créditos. Conseqüentemente, a interação entre a variável DEPEX e estas outras serviriam como medida da necessidade observada de fundos. No entanto, uma vez que os autores tinham somente uma medida por país de elementos do lado da oferta, isto ignorava qualquer característica na oferta de crédito que fosse específica por setor. Nossa medida, por sua vez, não sofre este problema.

14 NCM – Nomenclatura Comum do Mercosul. Classificação de produtos adotada para fins de identificação tributária pelos países que compõem o MERCOSUL.

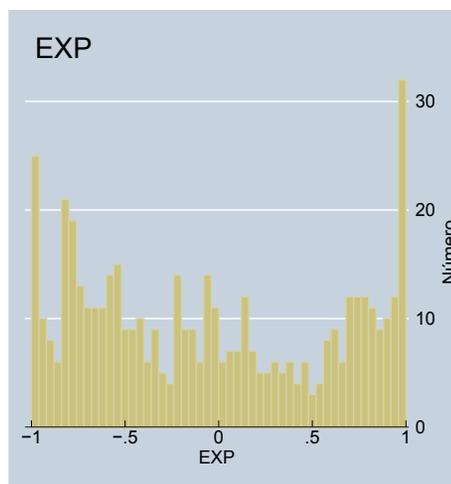
15 Mapa desenvolvido pelo IBGE, que associa cada código NCM a um setor segundo a classificação CNAE.

Estas duas variáveis, por sua vez, foram combinadas para a obtenção do indicador de especialização utilizado na análise subsequente e similar ao construído para a análise com os países da América Latina:

$$EXP_{it} = \frac{(X_{it} - M_{it})}{(X_{it} + M_{it})}$$

Na figura a seguir, podemos notar a distribuição desta variável – cujo comportamento queremos explicar na seção seguinte.

**Figura 2 – Distribuição da variável  $EXP_{it}$**



A principal característica que podemos notar na figura é que os valores são limitados entre -1 e 1, e que a proporção dos setores em que este limite é alcançado é bastante grande. Uma vez que a distribuição é truncada e existe uma massa importante de probabilidade nos extremos, temos que é necessário um cuidado adicional na análise, utilizando modelos especializados para este tipo de problema. Com relação às características desta amostra e das variáveis construídas, o Anexo A.2 mostra algumas estatísticas descritivas para as variáveis que serão utilizadas na análise empírica subsequente.

## 5.2 Estimação e resultados

De posse desta amostra de dados, passamos à estimação propriamente dita. Em um primeiro momento, foi utilizado o seguinte conjunto de especificações para avaliar o papel da necessidade de financiamento sobre a especialização dos setores industriais brasileiros:

$$EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(k_{it}) + \beta_2 DEPEX1_{it} + \beta_3 SCHOOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

$$EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(k_{it}) + \beta_2 DEPEX2_{it} + \beta_3 SCHOOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.2)$$

$$EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(k_{it}) + \beta_2 DEPEX3_{it} + \beta_3 SCHOOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.3)$$

em que  $\ln(k_{it})$  equivale ao logaritmo neperiano da razão capital-trabalho. Neste ponto da análise, é importante notar que, ainda que alguns resultados possam ser explicados em um contexto do modelo Heckscher-Ohlin, esta análise não pode ser considerada como um teste formal do mesmo.

Leamer e Levinsohn (1994) colocam várias objeções sobre a interpretação de equações semelhantes às colocadas acima como um teste formal do Teorema de Heckscher-Ohlin.<sup>16</sup> No entanto, para os fins práticos de avaliação dos efeitos de dotação de fatores para o padrão de especialização, Bowen e Swenikaukas – como citado em Leamer e Levinsohn (1994), p. 31 – afirmam que, na prática, este problema não é muito grave.

Em relação aos sinais esperados para os coeficientes das regressões acima, o próprio modelo Heckscher-Ohlin nos dá algumas indicações importantes. Por exemplo, segundo a análise de Machado (1997), temos que o Brasil é revelado pelas suas exportações como relativamente escasso em capital humano. Desta forma, segundo este modelo, devemos esperar um sinal negativo no coeficiente associado com a variável  $SCHOOL_{it}$ . O sinal do coeficiente associado com a variável  $\ln(k_{it})$ , por sua vez, é mais complicado de se avaliar. Até o momento, a literatura sobre a abundância relativa de capital do Brasil em relação ao mundo é bastante escassa. No entanto, com os dados de Easterly e Levine (1999), podemos fazer algumas inferências. Segundo Leamer (1980), podemos inferir que um país é relativamente abundante em capital se a razão abaixo se verifica:

$$\frac{K}{L} > \frac{K_w}{L_w}$$

em que  $K_w$  e  $L_w$  se referem às dotações de capital e trabalho do mundo. Utilizando os dados de Easterly e Levine, temos que a razão capital-trabalho agregada da economia brasileira em 1990 era de US\$ 19.783. Utilizando os mesmos dados, obtivemos, para uma amostra de 115 países, uma razão capital-trabalho de US\$ 19.658. Desta forma, deveríamos esperar um sinal positivo para o coeficiente  $\beta_1$ .<sup>17</sup>

E, por fim, deveríamos também esperar um valor positivo para o coeficiente  $\beta_2$ . Setores com maiores necessidades de financiamento externo seriam aqueles que possuem maiores montantes de investimento em excesso à geração interna de recursos. Logo, são aqueles que utilizam os serviços do sistema financeiro em maior intensidade. Uma vez que estas funções

16 As principais objeções são que não é clara a relação entre a hipótese de teste associada com as especificações acima e as principais conclusões do modelo teórico, e que nem sempre as estimativas para os parâmetros de tais regressões efetivamente significam o que se pretende com os testes.

17 Ainda que a diferença seja pequena, é importante notar que, dos países que não possuíam dados para este ano, boa parte era composta por países bastante pobres. Portanto, a razão capital-trabalho agregada do mundo provavelmente é menor ainda que este valor. De qualquer maneira, os valores são próximos demais para que a rejeição da hipótese que o coeficiente  $\beta_1$  seja positivo implique uma inconsistência com o modelo de Heckscher-Ohlin.

tendem a elevar a produtividade da economia – e dos setores que a compõem – uma maior dependência externa deveria indicar um grau maior de vantagem comparativa.

As três especificações acima foram estimadas com modelos TOBIT com efeitos aleatórios,<sup>18</sup> e os resultados estão expostos na Tabela 1.

**Tabela 1 – Resultados da estimação – TOBIT restrito com efeitos aleatórios**

	5.1	5.2	5.3
$\ln(k_{it})$	0.129*** (0.048)	0.143*** (0.048)	0.148*** (0.048)
$SCHOOL_{it}$	-0.080*** (0.029)	-0.067** (0.029)	-0.080*** (0.029)
$DEPEX1_{it}$	0.010 (0.007)		
$DEPEX2_{it}$		0.103*** (0.039)	
$DEPEX3_{it}$			0.387 (0.242)
Constante	-0.903** (0.439)	-1.205*** (0.445)	-1.446*** (0.535)
Log-Lik	-126.266	-123.773	-125.956
$\rho$	.8732708	.8780307	.8745942
$\sigma_u$	.5792099	.5863613	.5815962
$\sigma_e$	.2206479	.2185424	.2202303
$N$	468	468	468

Obs.: Estatísticas t assintóticas entre parênteses. Códigos: P-valor<0,01 “\*\*\*”, P-Valor<0,05 “\*\*” e P-valor<0,1 “\*”.

Podemos notar, com base nos resultados acima exibidos, que os sinais para os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_3$  possuem os sinais esperados pela teoria. Ou seja, como um país revelado como relativamente escasso em capital humano, o Brasil possui uma vantagem comparativa em produtos que são pouco intensivos neste fator. A partir de raciocínio semelhante, podemos inferir que o Brasil também possui vantagem comparativa na exportação de bens intensivos em capital fixo.

Com relação ao sinal da variável  $\beta_2$ , podemos inferir que um aumento de 1 ponto percentual na necessidade de financiamento das empresas levaria a um aumento de 2 pontos percentuais no saldo em produtos manufaturados no setor, quando comparado ao fluxo de comércio<sup>19</sup>

18 Não é possível a utilização de efeitos fixos em modelos de escolha discreta com dados em painel, devido à forma de construção da função verossimilhança. Para uma explicação mais completa, ver Wooldrige (2001).

19 Lembrando que a variável  $EXP_{it}$  é construída como o saldo de balança comercial por produto -  $(X_{it} - M_{it})$  - dividido pelo valor da corrente de comércio -  $(X_{it} + M_{it})$ .

para o caso da variável  $DEPEX1_{it}$ . Este sinal positivo indica que o sistema financeiro no Brasil tende a servir como um fator determinante no padrão de vantagens comparativas no setor industrial.

Ainda que estes resultados sejam altamente encorajadores e de acordo com o que deveríamos esperar, alguns testes adicionais ainda são necessários. O primeiro deles se refere à adequação de se agregar as variáveis  $K_{it}$  e  $L_{it}$  em uma única variável,  $k_{it}$ . Portanto, um conjunto de estimativas adicionais foram realizadas, com a especificações sendo agora da seguinte forma:

$$EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(K_{it}) + \beta_2 \ln(L_{it}) + \beta_3 DEPEX1_{it} + \beta_4 SCHOOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.4)$$

$$EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(K_{it}) + \beta_2 \ln(L_{it}) + \beta_3 DEPEX2_{it} + \beta_4 SCHOOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.5)$$

$$EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(K_{it}) + \beta_2 \ln(L_{it}) + \beta_3 DEPEX3_{it} + \beta_4 SCHOOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.6)$$

Adicionalmente, foram realizados testes com a hipótese  $H_0 : \beta_1 = -\beta_2$ , o que implicaria que estas especificações equivalem às três primeiras. Os resultados estão expostos na Tabela 2.

**Tabela 2 – Resultados da estimação – TOBIT irrestrito com efeitos aleatórios**

	5.4	5.5	5.6
$\ln(K_{it})$	0.162 *** (0.051)	0.177*** (0.050)	0.180*** (0.051)
$\ln(L_{it})$	-0.053 (0.061)	-0.069 (0.061)	-0.077 (0.061)
$SCHOOL_{it}$	-0.091*** (0.029)	-0.079*** (0.030)	-0.092*** (0.029)
$DEPEX1_{it}$	0.011 (0.007)		
$DEPEX2_{it}$		0.105*** (0.039)	
$DEPEX3_{it}$			0.392 (0.241)
<i>Constant</i>	-1.627*** (0.574)	-1.939*** (0.585)	-2.145*** (0.653)
<i>Log-Lik</i>	-124.307	-121.867	-124.197
<i>Rho</i>	.8726597	.8771851	.8739381
$\sigma_u$	.575465	.5820829	.5779781
$\sigma_e$	.2198262	.2178035	.2195144
<i>Wald</i>	.0477629	.0507041	.0605806
<i>N</i>	468	468	468

Obs.: Estatísticas  $t$  assintóticas entre parênteses. Códigos: P-Valor<0,01 “\*\*\*”, P-Valor<0,05 “\*\*” e P-Valor<0,1 “\*”. Wald: P-valor associado com a hipótese  $\beta_1 = -\beta_2$ .

Em primeiro lugar, as estatísticas de teste sobre a restrição  $H_0 : \beta_1 = -\beta_2$  indicam que ela é rejeitada a 5% de significância em todas as especificações. Adicionalmente, temos que o efeito da variável  $SCHOOL_{it}$  continua sendo negativo e significativo, como era esperado. Da mesma forma, o sinal do coeficiente  $\beta_1$ , sendo positivo, e combinado com o sinal negativo do coeficiente  $\beta_2$ , nos mostra que o estoque de capital ainda é uma fonte de vantagens comparativas para a indústria brasileira.

E, finalmente, a necessidade de recursos externos das empresas continua sendo uma fonte de vantagem comparativa. Para um aumento em um ponto porcentual da necessidade de recursos externos para o financiamento do investimento, calculado como  $DEPEX1_{it}$ , temos que o saldo comercial em produtos manufaturados aumenta em 1,4 pontos percentuais como proporção da corrente de comércio.

Os resultados das seis especificações acima nos permitem tirar algumas conclusões importantes. Em primeiro lugar, e de acordo com a literatura prévia, temos que o Brasil é um país importador líquido de produtos intensivos em capital humano. Além disso, temos que o estoque de capital por trabalhador é uma fonte de vantagem comparativa nas exportações de produtos manufaturados brasileiros.

E, por fim, temos que a necessidade de financiamento é um fator importante para o padrão de especialização da indústria brasileira. Conforme mencionado na Seção 2, o setor financeiro agiria como um elemento de elevação da produtividade dos outros fatores da economia, por meio do aproveitamento das economias de escala. No caso em questão, temos que o setor financeiro, no Brasil, contribui para uma maior especialização da mesma. E, conseqüentemente, gera efeitos benéficos de bem-estar associados com esta maior produtividade e especialização.

### 5.3 Uma extensão

Ainda que encorajadores, os resultados anteriores podem ser sujeitos a uma crítica potencialmente devastadora: a de que existe um viés de simultaneidade ou causalidade reversa influenciando os nossos coeficientes. Para lidar com este problema, na presente seção, iremos detalhar um método de estimação alternativo, baseado no método de variáveis instrumentais.

#### 5.3.1 Estratégia de identificação

Podemos representar de forma estilizada os modelos descritos na seção anterior da seguinte forma:

$$EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(k_{it}) + \beta_2 DEPEX_{it} + \beta_3 SCHOOL_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$EXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(K_{it}) + \beta_2 \ln(L_{it}) + \beta_3 DEPEX_{it} + \beta_4 SCHOOL_{it} + \varepsilon_{it}$$

Sendo que  $DEPEX_{it}$  representa as medidas de dependência externa de fundos anteriormente mencionadas – a primeira equação representaria as equações 5.1, 5.2 e 5.3, enquanto que a segunda representaria as especificações 5.4, 5.5 e 5.6. Para que possamos lidar com um potencial viés de simultaneidade, é necessário detalhar quais são as variáveis que podem ser sujeitas a este problema.

Um passo importante nesta direção é determinar quais variáveis seriam variáveis de controle da empresa – isto é, quais seriam aquelas que a empresa poderia alterar para aumentar os seus lucros – e aquelas que estão fora do controle da empresa, o que, na terminologia de Griliches e Mairesse (1995), são os insumos “fixos” e os “variáveis”. Considerando as variáveis acima, é de se esperar que tanto o estoque de capital quanto a escolaridade média dos trabalhadores sejam considerados como insumos “fixos”, cujas características não são afetadas contemporaneamente à decisão de importar ou exportar. Por outro lado, temos que o risco de causalidade reversa é maior no caso da quantidade de mão-de-obra e no grau de dependência externa, cujos valores podem ser o resultado de um processo de decisão conjunta da empresa.

Esta é a abordagem seguida no presente artigo: consideraremos o estoque de mão-de-obra (e, conseqüentemente, a razão capital-trabalho, na primeira versão dos modelos) e o grau de dependência externa como sendo endógenos, e o estoque de capital e a escolaridade como sendo exógenos.

O passo seguinte da estratégia de identificação envolve a determinação dos instrumentos utilizados para a identificação dos coeficientes das variáveis potencialmente endógenas. Para tanto, para as variáveis representativas da dependência externa de fundos,  $DEPEX1_{it}$ ,  $DEPEX2_{it}$  e  $DEPEX3_{it}$ , foram construídos instrumentos no espírito de Berry, Levinsohn e Pakes (1995), muito comuns na análise econométrica em organização industrial. Tais instrumentos foram construídos como a soma das variáveis  $DEPEX1_{it}$ ,  $DEPEX2_{it}$  e  $DEPEX3_{it}$ , em cada instante do tempo, para todos os outros ramos da indústria que compartilhavam os mesmos dois primeiros dígitos no código CNAE.<sup>20</sup> Para a identificação dos coeficientes associados com a variável  $\ln(I_{it})$ , utilizamos os índices de eficiência tecnológica calculados por Garcia (2003) para a indústria brasileira.<sup>21</sup>

Para termos certeza que estes são instrumentos adequados para a identificação dos coeficientes, estão reportados os coeficientes  $R^2$  das regressões do primeiro estágio – em que as variáveis potencialmente endógenas são regredidas contra as variáveis exógenas da regressão – para cada uma das variáveis endógenas.

Os resultados das estimações dos dois grupos de modelos descritos na seção anterior estão na Tabela 3.

20 Um exemplo seria útil para a compreensão de como estes instrumentos foram construídos. O valor do instrumento para  $DEPEX1$  observado em um ano no setor CNAE 181 seria a soma dos valores de  $DEPEX1$  de todos os setores cujos códigos começam com 18, exceto o próprio 181.

21 Neste trabalho, foram utilizados os modelos de fronteira estocástica de eficiência de Battese e Coelli (1992), o qual permite que a eficiência – distância em relação à fronteira de produção – seja variante com o tempo.

Tabela 3 – Resultados da estimação – IV restrito com efeitos fixos

	5.1	5.2	5.3
$\ln(k_{it})$	-0.213 (0.448)	0.182 (0.115)	0.216* (0.111)
$SCHOOL_{it}$	0.259 (0.327)	0.019 (0.069)	-0.078 (0.070)
$DEPEX1_{it}$	0.296 (0.267)		
$DEPEX2_{it}$		0.374** (0.178)	
$DEPEX3_{it}$			0.104 (1.435)
Constant	0.573 (2.907)	-2.441** (1.038)	-2.031 (1.807)
$R^2$	0.015	0.005	0.028
$N$	458	458	458
$R^2$ Est.1: $\ln(l_{it})$	0.1025	0.1279	0.0009
$R^2$ Est.1: $DEPEX_{it}$	0.1250	0.2885	0.0880

Obs.: Estatísticas  $t$  assintóticas entre parênteses. Códigos: P-Valor<0,01 “\*\*\*”, P-Valor<0,05 “\*\*” e P<0,1 “\*”.

Podemos concluir alguns pontos a partir dos resultados da tabela acima. Em primeiro lugar, os  $R^2$  dos primeiros estágios são bastante altos, indicando o sucesso da nossa estratégia de identificação. Além disso, tanto a significância quanto o sinal das variáveis representativas da dependência externa de fundos são os mesmos da seção anterior, permitindo que tenhamos mais confiança sobre as conclusões ali apresentadas. Note-se que, neste caso, não pudemos rejeitar a restrição  $\beta_1 = -\beta_2$ , o que nos deixa mais confiantes nos resultados da Tabela 3.

**Tabela 4 – Resultados da Estimação – IV irrestrito com efeitos fixos**

	5.4	5.5	5.6
$\ln(L_{it})$	0.852 (1.728)	-0.117 (0.400)	-0.233 (0.361)
$\ln(K_{it})$	-0.139 (0.428)	0.203** (0.085)	0.211** (0.087)
$SCHOOL_{it}$	0.292 (0.435)	0.011 (0.059)	-0.075 (0.053)
$DEPEX1_{it}$	0.356 (0.391)		
$DEPEX2_{it}$		0.362* (0.191)	
$DEPEX3_{it}$			0.134 (1.375)
Constante	-3.338 (5.725)	-2.955 (1.981)	-1.923 (2.475)
$R^2$	0.000	0.000	0.024
Wald	.621943	.8349888	.9521603
$R^2$ Est. 1: $\ln(L_{it})$	0.4901	0.5674	0.2503
$R^2$ Est. 1: $DEPEX_{it}$	0.1074	0.2764	0.1603
N	458	458	458

Obs.: Estatísticas t assintóticas entre parênteses. Códigos: P-Valor<0,01 “\*\*\*”, P-Valor<0,05 “\*\*” e P-Valor<0,1 “\*”. Wald: P-valor associado com a hipótese  $\beta_1 = -\beta_2$ .

## 6 CONCLUSÕES

O presente artigo busca investigar a existência de relação entre as características institucionais do mercado de crédito de um país e a sua especialização no comércio internacional de produtos manufaturados. Para tanto, inicialmente esta relação é modelada formalmente, estendendo a contribuição de Beck (2002) para permitir diferentes custos de verificação de estado nos setores industriais. Estes diferentes custos de verificação de estados levariam a diferentes graus de acumulação de capital, indicando menores custos de produção em autarquia e, conseqüentemente, um padrão de vantagem comparativa em produtos industriais diferenciados. Após verificarmos a consistência teórica desta relação, passamos à análise empírica propriamente dita, focada sobre os efeitos sobre o grau de especialização intersetorial da indústria brasileira decorrentes do funcionamento do mercado de capitais. Para tanto, foi construída uma amostra composta por 111 segmentos da indústria brasileira segundo a classificação CNAE/IBGE no período entre 1996 e 2000. A análise econométrica foi realizada em duas partes, a primeira delas com o uso de um modelo TOBIT, para levar em consideração o fato que a variável dependente, em nossa análise, era truncada entre -1 e 1. A segunda parte, desenhada com o objetivo de

permitir conclusões robustas ao problema da causalidade reversa e endogeneidade, foi realizada com o método das Variáveis Instrumentais.

Nos dois casos, foi possível concluir que a necessidade de fundos externos tem um papel fundamental para a explicação dos padrões de vantagem comparativa nos diferentes setores da economia brasileira. Isso se dá por meio da elevação da produtividade da economia associada com as funções exercidas pelo mercado financeiro. A principal conclusão deste estudo é que o sistema financeiro do Brasil é determinante do padrão de vantagem comparativa da região. Desta forma, políticas que busquem desenvolver ainda mais a eficiência do mercado financeiro na região tendem a ter efeitos não apenas no padrão de desenvolvimento destas economias, mas também sobre o padrão de comércio internacional das mesmas.

## APÊNDICE A

### A.1 DEMONSTRAÇÕES SELECIONADAS

#### A.1.1 Lema 1

*Demonstração.* Vamos começar pela primeira das afirmativas. Derivando a equação 2.9, temos que  $J'(\gamma_y) = \frac{(1-\lambda)\gamma_y + b + 2\gamma_y}{b}$ , de forma que  $J'(0) = 1$  e  $J'(b) = -\lambda_j$ . Além disso,  $J''(\gamma_{yj}) = -\frac{(1+\lambda_j)}{b} \leq 0$ . Portanto,  $J(\gamma_{yj})$  é estritamente côncava e existe um único valor  $\bar{\gamma}_{yj} \in (0, b)$ , tal que  $J'(\bar{\gamma}_{yj}) = 0$ . Podemos então afirmar que, para  $\forall \gamma_y \in (0, \bar{\gamma}_{yj})$ ,  $J'(\gamma_{yj}) > 0$ , o que prova a primeira das afirmações.

Com relação à segunda das afirmações, vamos definir uma função auxiliar  $P(\gamma_{yj}) \equiv \frac{(b-\gamma_{yj})^2}{2b} \frac{R}{R-\alpha p J(\gamma_{yj})}$ . Utilizando as equações acima, o problema de maximização se transforma em  $\max_{\gamma_{yj} \in [0, b]} [P(\gamma_{yj}) \times k]$ . Supondo que  $R > \alpha p J(\gamma_{yj})$ , a função que estamos tentando maximizar é contínua e o conjunto  $[0, b]$  é um conjunto compacto. Portanto, existe um ponto de ótimo. Para determinarmos qual é este ótimo, temos que satisfazer a seguinte condição:

$$P'(\gamma_{yj}) = \frac{R}{R-\alpha p J(\gamma_{yj})} \left( \frac{\alpha p J'(\gamma_{yj})}{R-\alpha p J(\gamma_{yj})} \frac{(b-\gamma_{yj})^2}{2b} - \frac{(b-\gamma_{yj})}{b} \right) = 0$$

A partir desta função, podemos afirmar que  $P'(0) = \left( \frac{\zeta \alpha p}{R} - 1 \right) > 0 > 0$ , desde que  $\zeta > R$ .

Além disso, para o nível ótimo de  $\gamma_y$ , temos que  $P'(\gamma_{yj}^-) = -\frac{R(b - \gamma_{yj}^-)}{(R - \alpha p J(\gamma_{yj}^-))b} < 0 < 0$ . Portanto,

existe um  $\gamma_{yj} \in (0, \gamma_{yj}^-)$  em que  $P'(\gamma_{yj}) = 0$ . Reorganizando esta condição de primeira ordem

mais acima, temos que  $R_{yj} = \alpha p J(\gamma_{yj}) + \frac{\alpha p J'(\gamma_{yj})(b - \gamma_{yj})}{2}$ , com primeira derivada igual a  $R_{yj}'(\gamma_{yj})$

$= -\frac{\alpha p \lambda_j}{2} < 0$ . Para provarmos o terceiro ponto, podemos notar que  $\frac{\partial R_{yj}^2}{\partial \gamma_{yj} \partial \lambda_j} = -\frac{\alpha p}{2} < 0$ .

O passo seguinte é definir o nível ótimo para a razão dívida/capital próprio. Substituindo a definição de  $J(\gamma)$  na restrição de participação do intermediário financeiro, temos que a razão ótima é

$$\frac{l}{k} = \frac{\alpha p J(\gamma_{yj})}{R - \alpha p J(\gamma_{yj})}$$

Derivando esta relação, temos  $\frac{\alpha p \frac{\partial J}{\partial \lambda_j} (R - \alpha p J(\gamma_{yj}) + \alpha p J(\gamma_{yj}) \left( \alpha p \frac{\partial J}{\partial \lambda_j} \right))}{((R - \alpha p J(\gamma_{yj}))^2)}$ , que, considerando

que  $\frac{\partial J}{\partial \lambda_j} < 0$ , é claramente negativo, o que prova o lema.

### A.1.2 Teorema 1

*Demonstração.* Inicialmente, iremos provar as características do equilíbrio no mercado de empréstimos. Vamos definir  $L_i$  como sendo o total de empréstimos ao setor  $i$  e o  $K_i$  a soma do patrimônio líquido de todas as empresas neste mesmo setor. Desta forma, temos que  $\varphi_i = \frac{L}{K + L}$ . Somando o volume emprestado por poupador e substituindo  $R$  por  $R(\gamma)$ , temos que

$\varphi_x = \frac{J(\gamma_x)}{R_x(\gamma_x)}$  e  $\varphi_{yj} = \frac{J(\gamma_{yj})}{R_{yj}(\gamma_{yj})}$ . Tanto a função  $J(\cdot)$  quanto a função  $R(\cdot)$  são contínuas, e que  $J'(\gamma_i)$

$> 0$  e  $R_i'(\gamma_i) < 0$ . Adicionalmente, podemos mostrar que  $\frac{J(0)}{\Phi_x} = 0 < \zeta = R_x(0)$ , sendo que a

última igualdade decorre da condição de participação do intermediário financeiro. Além disso,

$\frac{J(\gamma_x^-)}{\varphi_x} = \frac{R_x(\gamma_x^-)}{\varphi_x} > R_x(\gamma_x^-)$ . A prova para o caso de créditos para a produção de qualquer uma

das  $j$  variedades de  $y$  se desenrola nas mesmas linhas e é omitida. Estes dois resultados indi-

cam que existe uma solução para  $\frac{J(\gamma_x)}{\varphi_x} = R_x(\gamma_x)$ , para  $\gamma_x \in (0, \gamma_x^-)$ . Além disso, isto prova que  $R_x(\gamma_x) > J(\gamma_x)$ , e  $R_{yj}(\gamma_{yj}) > \alpha p J(\gamma_{yj})$ .

O passo seguinte é determinar quais são os retornos para o capital próprio. Tais retornos são:

$$q_x = \frac{1}{1 - \varphi_x} \frac{(b - \gamma_x)^2}{2b}$$

$$q_{yj} = \frac{\alpha p}{1 - \varphi_x} \frac{(b - \gamma_{yj})^2}{2b}$$

Para o produtor de alimentos, substituindo as definições acima, temos que  $q_x = R_x(\gamma_x) \frac{(b - \gamma_x)}{bJ'(\gamma_x)}$  e  $q_{yj} = R_{yj}(\gamma_{yj}) \frac{(b - \gamma_{yj})}{bJ'(\gamma_{yj})} - \frac{T}{k}$ . Adicionalmente, podemos provar que  $\frac{\partial q_{yj}}{\partial \gamma_{yj}} > 0$ . Podemos concluir que, neste caso, o efeito de um maior custo de verificação do estado sobre o retorno do empreendedor é claramente negativo. Desta forma, o estoque de capital alocado para a variedade  $j$  do produto é menor.

## A.2 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS – INDÚSTRIA BRASILEIRA

Variável	Média	Desv. Pad.	Nº Obs.
$SCHOOL_{it}$	8,207	1,643	530
$EXP_{it}$	-0,051	0,651	495
$DEPEX1_{it}$	-0,758	1,943	519
$DEPEX2_{it}$	0,307	0,432	519
$DEPEX3_{it}$	0,830	0,074	519
$\ln(k_{it})$	11,728	0,787	504

**REFERÊNCIAS**

- ALLEN, F.; GALE, D. *Comparing financial systems*. Cambridge: MIT Press, 2001. 507p.
- ARBACHE, J.; NEGRI, J. A. Determinantes das exportações brasileiras: novas evidências. In: XXX ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, 2002, Nova Friburgo. *Anais*. Nova Friburgo: ANPEC, 2002.
- BALASSA, B. Comparative advantage in manufactured goods: a reappraisal. *Review of Economics and Statistics*, v. 61, p. 259-266, 1986.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley & Sons, 1995. 257p.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Economia bancária e crédito - avaliação de 4 anos do projeto juros e spread* bancário. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. 130p.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farms in India. *Journal of Productivity Analysis*, v. 3, p.153-169, 1992.
- BECK, T. Financial development and international trade: is there a link? *Journal of International Economics*, v. 57, p. 107-131, 2002.
- \_\_\_\_\_. Financial dependence and international trade. *Review of International Economics*, v. 11, p. 296-316, 2003
- BERRY, S.; LEVINSOHN, J.; PAKES, A. Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica*, v. 63, n. 4, p. 841-890, 1995.
- EASTERLY, W.; LEVINE, R. *Its not factor accumulation: stylized facts and growth models*. World Bank and University of Minnesota, 1999. Mimeo.
- FREIXAS, X.; ROCHET, J.-C. *Microeconomics of banking*. Cambridge: MIT Press, 1997. 312p.
- GARCIA, F. A evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise do período pós-Real. In: *Relatório de Pesquisa do NPP*. São Paulo: EAESP/FGV, 2003.
- GRILICHES, Z.; MAIRESSE, J. Production functions: the search for identification. In: *NBER Working Paper* 5067, 1995.
- HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. *Market structure and foreign trade*. Cambridge: MIT Press, 1987.
- IBGE. *Estatísticas do cadastro geral de empresas*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2002.
- KING, R. G.; LEVINE, R. Finance, entrepreneurship and growth: theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, n. 3, p. 93-115, 1993.
- KLETZNER, K.; BARDHAN, P. Credit markets and patterns of international trade. *Journal of Development Economics*, v. 27, p. 57-70, 1987.
- LEAMER, E. E. The Leontief paradox, reconsidered. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 31, 1980.
- \_\_\_\_\_.; LEVINSOHN, J. International trade theory: the evidence. In: *NBER Working Paper* 4840, 1994.
- LEVINE, R. Financial development and growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, v. 35, n. 2, p. 688-726, 1997.
- MACHADO, D. L. *A qualificação da mão-de-obra no comércio internacional brasileiro: um teste do teorema de Heckscher-Ohlin*. Brasília: BNDES, 1997.

- RAJAN, R. G.; ZINGALES, L. Financial dependence and growth. *The American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 559-586, 1998.
- SVALERYD, H; VLACHOS, J. Financial markets, the pattern of specialization and comparative advantage: Evidence from OECD countries. *European Economic Review*, v. 49, n. 1, p. 113-144, Jan. 2005.
- WONG, K.-Y. *International trade in goods and factor mobility*. Cambridge: MIT Press, 1995 .
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2001.
- WORLD BANK. *World development indicators*. Washington: World Bank, 2002.