

Dinâmica e competitividade setorial das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente[♦]

Márcio Holland[♦]
Clésio Lourenço Xavier[♦]

Resumo

O propósito central deste trabalho é o de pesquisar o comportamento das exportações setoriais brasileiras como uma função do índice de vantagem comparativa revelada e do índice de contribuição ao saldo comercial, de 1997 a 2001, conforme estimações econométricas em *cross-sectional* e abordagens de painel, tanto para setores com agregação a 03 dígitos, conforme classificação SITC (*Standard International Trade Classification*), bem como segundo agregação por intensidade-fator, segundo classificação de Pavitt (1984). Nossa conclusão mais relevante, a partir de uma análise de painel, para a agregação por intensidade-fator, indica que as exportações brasileiras seguem direta e positivamente suas vantagens comparativas reveladas, mas elas são função negativa com o índice de contribuição ao saldo comercial.

Abstract

The main concern of this paper is to investigate the Brazilian sectorial exports as a function of the two variables, that is, Revealed Comparative Advantage Index (RCV) and Balance Trade Contribution Index (TBC), from 1997 to 2001, according to cross-sectional and panel-data estimations, in terms of three digits aggregation, following the SITC Classification (Standard International Trade Classification), as well as intensive-factor aggregation standing by Pavitt (1984). We can draw a conclusion, using our panel analysis, that indicates that the Brazilian exports is a positive function of the RCV, but is a negative function of the TBC.

Classificação JEL

F14; F17; F10.

[♦] Os autores agradecem os bolsistas Marcelo de Sá (bolsista AT/CNPq) e Lorena Medeiros (Bolsista IC/CNPq) pelo trabalho de sistematização dos dados e de elaboração dos indicadores usados nesta pesquisa.

^{*} Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia e Pesquisador CNPq. Este autor agradece o apoio do CNPq. E-mail: mholland@ufu.br.

[♦] Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: clesio@ie.ufu.br.

1. Introdução

O propósito central deste trabalho é o de pesquisar o comportamento das exportações setoriais brasileiras como uma função do índice de vantagem comparativa revelada e do índice de contribuição ao saldo comercial, de 1997 a 2001. Em primeiro lugar, é muito comum o estudo das exportações como uma função de variáveis explanatórias como a taxa real de câmbio, a renda externa, termos de troca, preços internacionais, entre outros. Mas, se o nosso propósito for investigar o dinamismo setorial das exportações e apontar para proposições sobre a importância de indicadores como o de vantagens comparativas e de contribuição ao saldo comercial, muito provavelmente esta estimação mostra-se oportuna.

Em segundo lugar, sabe-se que as exportações brasileiras respondem de modo diferenciado em termos setoriais aos estímulos de vantagens comparativas e, o que é mais importante, setores exportadores mais relevantes, explorando estas vantagens comparativas não são necessariamente aqueles que mais contribuem para o saldo comercial de um país. Trata-se de investigar um importante indicador para eventuais intervenções de governo na escolha de setores privilegiados para obtenção de incentivos de governo, segundo políticas de comércio exterior.

Em terceiro lugar, mudanças recentes na paridade cambial, de 1999 em diante, permitiram uma forte recuperação do dinamismo exportador. Contudo, pouco tem sido questionado sobre as alterações efetivas observadas nos diversos setores exportadores brasileiros.

Este *paper* trata-se de apresentar, de modo sucinto, algumas das conclusões mais relevantes de uma pesquisa fortemente empírica sobre dinâmica e competitividade setorial das exportações do Brasil, de 1997 a 2001, conforme estimações econométricas em *cross-sectional* e abordagens de painel, tanto para setores com agregação a 03 dígitos, conforme classificação SITC (*Standard International Trade Classification*), bem como segundo agregação por intensidade-fator, segundo classificação de Pavitt (1984). Para tanto, na seção 2 será realizada uma análise preliminar sobre este dinamismo exportador brasileiro; na seção 3 serão apresentados e discutidos os resultados das análises econométricas; e a seção 4 se reserva para as considerações finais. Ao final do trabalho, há dois anexos, tanto para a explicação sobre a metodologia de cálculo dos indicadores de comércio exterior, quanto para a apresentação da metodologia de Pavitt de agregação dos setores por intensidade-fator.

2. Competitividade externa, taxa de câmbio e exportações

Há duas dimensões importantes a serem destacadas, à guisa de uma análise preliminar do nosso problema. De um lado, o problema da especialização comercial brasileira e a inserção competitiva das exportações e, de outro lado, os eventuais efeitos da forte mudança na paridade cambial sobre o desempenho comercial externo.

Durante a década de noventa, a análise da especialização comercial brasileira revelou, claramente, a existência de dois padrões distintos em termos de inserção em mercados internacionais dinâmicos e de composição setorial da pauta local. Conforme demonstrou Xavier (2000), desde 1982-84, até meados da década (1993-95) ocorreu uma concentração absoluta (em torno de 90%) das exportações nacionais nos setores

dinâmicos do comércio internacional, distribuídas entre *oportunidades perdidas* (47,8%) - setores dinâmicos no mercado mundial no qual as exportações brasileiras apresentam perdas de *market share* - e *situação ótima* (42,6%) – grupo de setores que apresenta, simultaneamente, taxa de crescimento acima da média do mercado mundial e aumento dos *markets shares* locais - indicando: de um lado, a existência de uma limitação relativa quanto a competitividade, à medida em que os setores com “*oportunidades perdidas*” representaram quase a metade do valor das exportações do país. Isto é, existem setores dinâmicos no mercado internacional, inclusive setores intensivos em mão-de-obra e em recursos naturais, em que o país não conseguiu adquirir uma posição competitiva sustentável.

Entretanto, de outro lado, praticamente a outra metade das exportações do país obteve uma inserção competitiva e virtuosa no comércio internacional (“*situação ótima*”), envolvendo inclusive setores intensivos em escala e em tecnologia e não apenas segmentos intensivos em mão-de-obra e em recursos naturais.

Mais recentemente, valendo-se da mesma metodologia de classificação setorial, IEDI (2001) demonstrou ter ocorrido uma forte mudança naquele *padrão de especialização* para o período 1996-98, com a diminuição dos setores dinâmicos para 49% das exportações, assim distribuídas: o grupo *oportunidades perdidas* diminuiu fortemente sua participação para 20%, enquanto o grupo em *situação ótima* passou a representar 29% das exportações locais. Conforme destacou Canuto (2000), entre as *oportunidades perdidas* se encontram vários segmentos a jusante (*downstream*) das cadeias de processamento de recursos naturais – papel e celulose, metalurgia, petroquímica – nas quais o país manteve competitividade nos segmentos básicos, a montante.

No que se refere ao destino das exportações brasileiras, constata-se, ao longo dos anos 90, uma relativa estagnação das exportações brasileiras para mercados compostos por países desenvolvidos e uma ampliação da participação em mercados de países latino-americanos e em desenvolvimento. Segundo Nonemberg (1998), o principal fator para tal mudança no destino das exportações locais reside na mudança de preços relativos provocadas pelos diversos acordos de integração regional, vale dizer, NAFTA, CEE e Mercosul.

De outra parte, após a mudança do regime cambial em janeiro de 1999, e a conseqüente desvalorização da taxa de câmbio ao longo daquele ano, esperava-se a obtenção rápida de um saldo comercial positivo. Todavia, as respostas em termos de ampliação da competitividade das exportações brasileiras e diminuição das importações exigem tempo (fato conhecido na literatura econômica como “curva em J”) para que se tornem significativas e, por isso, ao longo de 1999 e em parte do ano de 2000, o desempenho das contas comerciais revelou-se bastante tímido.

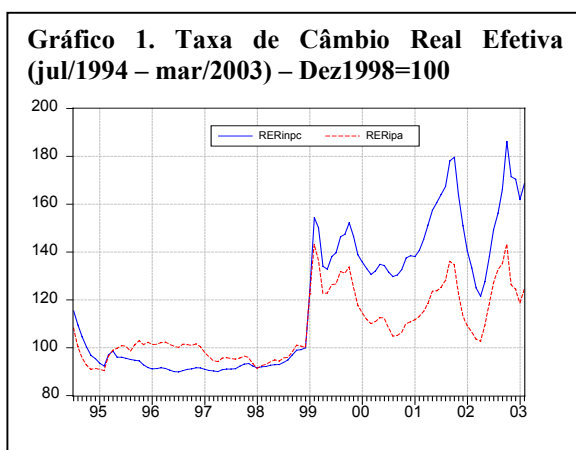
A partir de 1999, sob o regime de câmbio flutuante, a economia brasileira enfrentou intensos movimentos de desvalorização da moeda doméstica, quando de uma paridade cambial em torno de R\$/US\$ 1,22, para dezembro de 1998, passou-se a conviver com uma paridade de até R\$/US\$3,90, em outubro de 2002. Com este movimento de desvalorização acelerada da taxa de câmbio esperava-se uma recuperação do dinamismo exportador brasileiro, o que vem ocorrer de modo mais gradual. De exportações da ordem de US\$52 bilhões, em 1997 e 1998, após uma leve depressão

nesses valores em 1999, a economia brasileira passou a exportar US\$58 bilhões, em 2001, e recentemente, em 2003, as exportações devem alcançar a faixa de US\$65 bilhões.

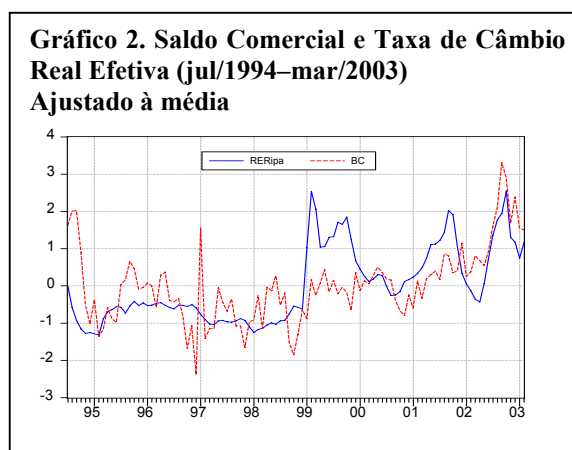
Em 2003, mesmo com um forte movimento de valorização da moeda doméstica e com paridade cambial em torno de 3,0 reais por dólar, o real está aproximadamente 40% desvalorizada em relação a dezembro de 1998, para o INPC como deflator, mas 20% em relação a dezembro de 1998, para o IPA como deflator (gráfico 1). De outra parte, mesmo após tanta oscilação, depois de janeiro de 1999, a taxa de câmbio real efetiva mantém-se em mesmo nível. Ou seja, estamos efetivamente sob um regime de câmbio flutuante com a taxa de câmbio (real efetiva) 30%, em média, mais elevada que a média do período de câmbio fixo (1994-1998).

Segundo cálculos diretos e simples, desconsiderando eventuais diferenças na produtividade do trabalho, dada uma inflação doméstica de 12% para 2003, e a inflação dos Estados Unidos não ultrapassando à 3% neste ano, a taxa de câmbio precisa chegar em 2,50 reais por dólar, aproximadamente, para que a taxa de câmbio real efetiva volte ao nível de dezembro de 1998. Em outras palavras, o real precisaria se valorizar nominalmente perto de 17%, para uma diferença entre a inflação doméstica e a EUA de 9%, para que a nossa moeda se valorize em termos reais perto de 30% para começarmos a atingir a mesma taxa de câmbio real efetiva de antes do *overshooting* de janeiro de 1999.

De acordo com o gráfico 2, mesmo que a taxa de câmbio e o saldo comercial não se mostrem em sintonia no curto prazo, sabemos que eles se co-movimentam ao longo do tempo, tal que movimentos de desvalorização da moeda doméstica são seguidos, em algum momento, por movimentos de variação positiva no saldo comercial. Após a desvalorização intensa do real em janeiro de 1999, o Brasil somente começou a gerar saldos comerciais mensais sustentáveis a partir de meados de 2001.



Fonte: IPEA (2003).



Com este movimento de recuperação das exportações brasileiras, e de geração de saldos comerciais na ordem de US\$16,5 bilhões, previstos para 2003, este trabalho tem como propósito central discutir como se verificou a recuperação das exportações brasileiras, a partir de uma análise setorial. Queremos saber se os setores que mais exportaram são efetivamente aqueles que temos maiores vantagens comparativas

reveladas (VCR) e se são, ao mesmo tempo, setores com mais elevados índices de contribuição ao saldo comercial (CS)¹.

Em uma abordagem simplificada, espera-se que os setores que exportam mais seja aqueles que mais contribuem para o saldo e assim o fazem, pois são os setores com maiores vantagens comparativas. Caso contrário, setores que mais exportam, mas que apresentam baixa ou negativa contribuição ao saldo comercial, mesmo com elevadas vantagens comparativas, estão em uma situação sub-ótima. Consideram-se, ainda, os setores em que as exportações sejam elevadas, mas contribuem negativamente para o saldo comercial e ainda apresentam desvantagens comparativas, podem ser classificados como não-ótimo. O quadro, logo abaixo, sintetiza as três situações básicas possíveis.

Quadro ilustrativo

<i>Situações</i>	<i>Exportações Crescem</i>	<i>Exportações Caem</i>
Ótima	VCR Cresce CS Positiva	VCR Decresce CS Negativa
Sub-Ótima	VCR Cresce CS Negativa	VCR Decresce CS Positiva
Não-Ótima	VCR Cai CS Negativa	VCR Cresce CS Positiva

Nota: VCR = Vantagem Comparativa Revelada; CS = Índice de Contribuição ao Saldo Comercial

Em uma análise para os setores exportadores, conforme classificação Pavitt (1984), por intensidade fator, pode-se observar os seguintes, conforme gráfico 4:

- i) Os produtos primários (agrícolas e minerais), a indústria agroalimentar e a indústria intensiva em outros recursos agrícolas são os setores com maiores vantagens comparativas reveladas e *market-shares* mais elevados.
- ii) Entre estes setores de maiores vantagens comparativas reveladas e maiores *market-shares*, apenas a “Indústria intensiva em outros recursos agrícolas” apresenta uma contribuição ao saldo comercial proporcional à sua competitividade, mesmo que ainda com relativamente baixa participação de mercado.
- iii) É notório que a grande maioria dos setores exportadores brasileiros apresenta contribuição negativa ao saldo comercial, mesmo que apresente uma razoável participação nos mercados internacionais e vantagens comparativas. O caso de maior destaque é o do setor “Indústria Agroalimentar”: entre 1997 e 2001, embora as exportações tenham sido crescentes e as importações declinantes, persistem saldos comerciais negativos nos segmentos de leite e nata, queijos, preparados de cereais, legumes em conserva, bebidas alcoólicas e óleos de origem animal, os quais resultam em um resultado negativo para o conjunto do setor.
- iv) Há, ainda, setores exportadores que alteraram de modo considerável a relação entre $VCR \times CS \times MS$, passando de contribuição negativa ao saldo comercial para uma contribuição positiva, especialmente a partir do ano 2000, mesmo que com elevada vantagem comparativa, mas com relativamente baixa participação de mercado. Vale considerar os setores:

¹ Veja o Anexo a este trabalho para esclarecimentos sobre a metodologia de elaboração destes indicadores.

- “Indústria Intensiva em P&D”: o segmento aeroespacial e parte da indústria de teleequipamentos foram responsáveis pela inversão de sinal do índice CS em 1999 e pelo aumento significativo no ano 2000;
- “Indústria Intensiva em Recursos Energéticos”: ancorado basicamente no desempenho do segmento relativo a “produtos derivados de petróleo”; e
- “Produtos Primários Energéticos” (2001): desempenho favorável das exportações do segmento “petróleo bruto” a partir do ano 2000.

Em uma análise mais geral, para a média de comportamento dos indicadores de vantagens comparativas e de contribuição ao saldo, entre 1997 e 2001, nota-se uma clara correlação positiva entre o desempenho das exportações brasileiras e as vantagens comparativas, mas uma correlação negativa deste desempenho comercial com o índice de contribuição ao saldo comercial (gráfico 5)

3. Resultados empíricos

Nesta parte do trabalho apresentaremos algumas estimações econométricas para averiguar se as exportações brasileiras são função das vantagens comparativas e da contribuição ao saldo. Sabe-se que as exportações são, em geral, uma função de renda (externa) e de taxa real de câmbio, dados os preços internacionais e as diferenças de produtividade do trabalho, o que é válido se o propósito for estimar a função de exportações. Neste trabalho, a principal preocupação é avaliar se as exportações brasileiras são mais intensas em setores com mais elevadas vantagens comparativas reveladas e com maiores índices de contribuição ao saldo. Isso é importante se o propósito for a seleção de setores estratégicos para incentivar o comércio exterior de um país e, ao mesmo tempo, evitar algum fenômeno do tipo “vazamento de renda”, ou seja, que a renda obtida com as exportações não se convertam em sua grande maioria na compra de produtos importados.

Procederam-se duas investigações empíricas. Uma primeira, a partir de uma metodologia convencional para uma regressão *cross-section*, para 247 setores, conforme classificação SITC (*Standard International Trade Classification*), da UNCTAD. Estes dados foram obtidos diretamente na *home page* do International Trade Center (www.intracen.org), sistematizados para a construção dos indicadores aqui pesquisados. Foram realizadas três estimações, para 1997, 1999 e 2001, uma vez que procurou também identificar se haveria alguma alteração nos resultados em função da intensa variação cambial observada no período.

Uma segunda estimação foi realizada em forma de análise de painel para os 11 setores por intensidade fator, conforme a classificação Pavitt (1984), para o período de 1997 a 2001. Há muitas vantagens em se realizar a estimação em forma de uma análise de painel, principalmente se comparada com a estimação anterior. Um conjunto de dados longitudinais, ou em painel, acompanha uma dada amostra de indivíduos no tempo, propiciando muitas observações sobre cada indivíduo na amostra.

Hsiao (1999) apresenta diversas vantagens da análise de painel para a pesquisa econômica, em relação às regressões *cross-sectional* convencionais e à análise de séries temporais. Em primeiro lugar, por dar ao pesquisador um grande número de dados, ela aumenta os graus de liberdades e reduz problemas de colinearidades entre variáveis explanatórias. Segundo, permite ao pesquisador estudar um grande número de questões econômicas, que não podem ser tratadas em análises *cross-sectional* ou em séries temporais. Terceiro, a análise de painel reduz diversos problemas centrais em econometria, como certos efeitos causados por variáveis omitidas (ou mal especificadas) que são correlacionadas com variáveis explanatórias. Uma importante virtude desta metodologia econométrica é, sem dúvida, o uso das informações tanto em dinâmica intertemporal, quanto da individualidade de cada ente, investigados em simultâneos, o que o torna mais apto para controlar efeitos de variáveis mal especificadas ou não observadas. Em outras palavras, a análise longitudinal destaca-se das demais pela sua capacidade de controlar a heterogeneidade existente entre os indivíduos através da estimação dos efeitos individuais isolando, desta forma, os efeitos das variáveis explanatórias não mensuradas pelos econométricos.

3.1. Análise Cross-Sectional

Procurou estimar as exportações (X_b) como uma função das vantagens comparativas reveladas (VCR) e do índice de contribuição ao saldo comercial (CS), para os anos de 1997, 1999 e 2001.

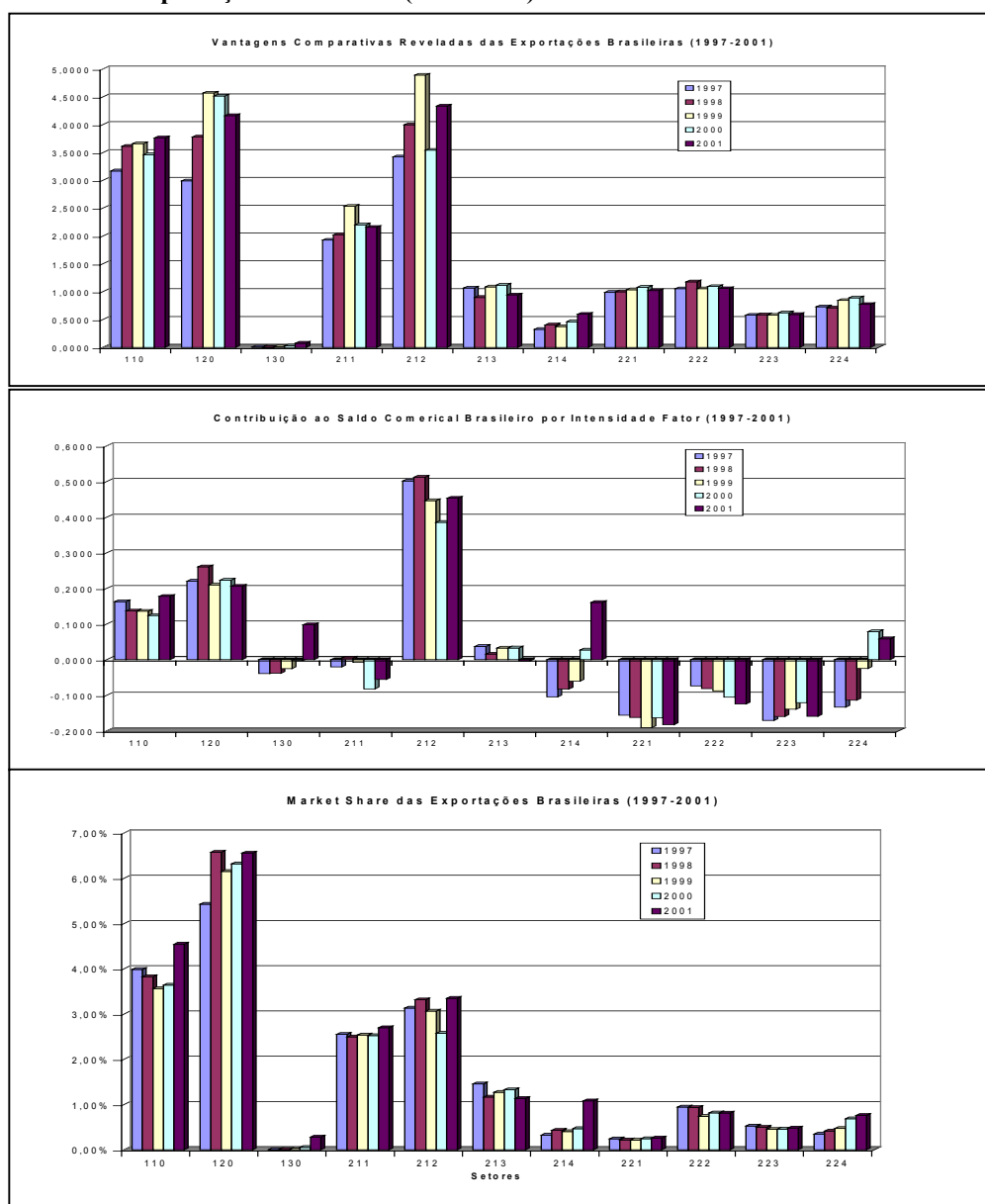
Neste caso, nossa função básica a ser estimada é a seguinte:

$$X_b = \beta_0 + \beta_1^{(+)} VCR + \beta_2^{(+)} CS$$

Queremos saber se os sinais a serem obtidos seguem o esperado, tal que os setores que mais exportam sejam aqueles com maiores vantagens comparativas e, ao mesmo tempo, são os mesmos que mais contribuem para o saldo comercial.

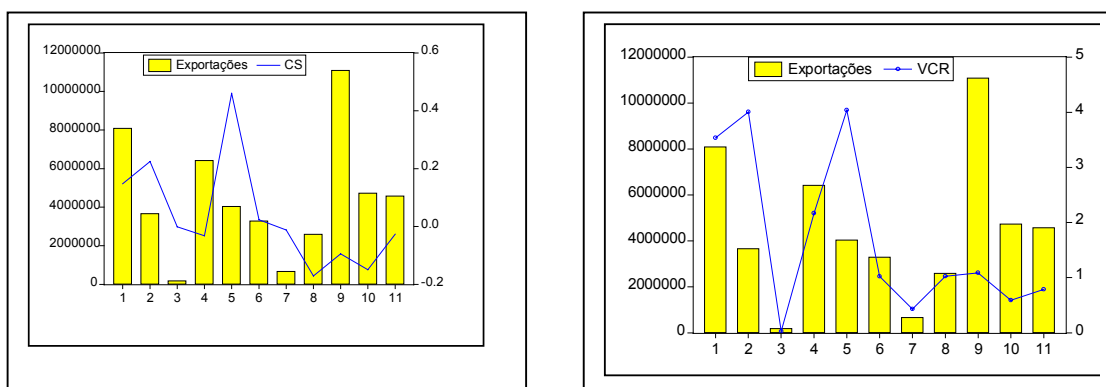
Compete observar que alguns setores podem se deslocar no tempo entre uma situação sub-ótima para outra ótima, tal que, com eventos importantes, como forte desvalorização cambial (1999), ou queda na taxa de crescimento econômico mundial (2001), isso pode ser verificado. Um de nossos objetivos centrais com a análise de regressão *cross-section* é identificar tais setores que estão fora da chamada situação ótima e verificar se houve alguma alteração nestes resultados. Uma análise gráfica preliminar, em gráficos 3D (gráfico 6), logo a seguir, permite observar que existem alguns setores que fogem à regra ótima. Note a alteração gráfica ao longo do período pesquisado (1997-2001), procurando seguir em direção à situação ótima, principalmente após 2000, resultado possível da intensa desvalorização cambial que se seguiu ao processo de implantação do regime de câmbio flexível. Note que, ao longo do período analisado, e principalmente após 2000, reduz-se substancialmente o número de setores com relação negativa entre exportações e contribuição ao saldo comercial, no segmento de setores com baixo volume (em US\$ mi) de exportações, mas começa a aparecer um segmento declinante para a mesma relação, para grandes setores exportadores. Ou seja, os grandes setores exportadores começam a apresentar uma situação sub-ótima, pois são aqueles com contribuição negativa ao saldo, ou, mais rigorosamente, com contribuição ao saldo abaixo do seu potencial, conforme vantagens comparativas e volume exportado.

Gráfico 4. Evolução das Vantagens Comparativas, Contribuição ao Saldo e do Market Share das Exportações Brasileiras (1997-2001) – Setores intensidade-fator



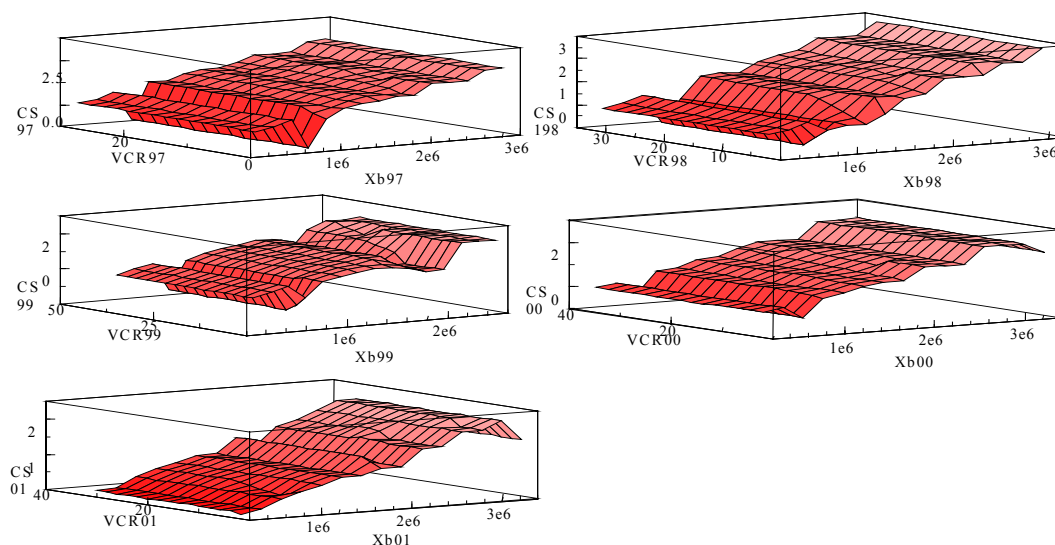
Notas: Setores: 110 = Produtos Primários Agrícolas; 120 = Produtos Primários Minerais; 130 = Produtos Primários Energéticos; 211 = Indústria Agroalimentar; 212 = Indústria Intensiva em Outros Recursos Agrícolas; 213 = Indústria Intensiva em Outros Recursos Agrícolas; 214 = Indústria Intensiva em Recursos Energéticos; 222 = Indústria Intensiva em Escala; 223 = Fornecedores Especializados; 224 = Indústria Intensiva em P&D.

Gráfico 5. Exportações, Índice de Contribuição ao Saldo e Vantagens Comparativas Reveladas (médias 1997-2001) –Classificação Intensidade-Fator – Ajustados à média



Notas: Setores: (1) 110 = Produtos Primários Agrícolas; (2) 120 = Produtos Primários Minerais; (3) 130 = Produtos Primários Energéticos; (4) 211 = Indústria Agroalimentar; (5) 212 = Indústria Intensiva em Outros Recursos Agrícolas; (7) 213 = Indústria Intensiva em Outros Recursos Agrícolas; (8) 214 = Indústria Intensiva em Recursos Energéticos; (9) 222 = Indústria Intensiva em Escala; (10) 223 = Fornecedores Especializados; (11) 224 = Indústria Intensiva em P&D.

Gráfico 6. Exportações, Contribuição ao Saldo Comercial e Vantagens Comparativas Reveladas (1997-2001)



Fonte: Unctad (2003).

Notas: VCR = Índice Vantagens Comparativas Reveladas; CS = Índice de contribuição ao Saldo Comercial; X = Exportações em US\$mi. O aditivo 97 se refere aos dados para o ano de 1997 e assim por diante.

Conforme a tabela 1, a contribuição média ao saldo comercial dos setores exportadores brasileiros é próxima de zero (0,00123), mas com imensa variabilidade entre os setores (408,53%), o que difere significativamente das exportações médias setoriais com baixa variabilidade (0,21), se observado o coeficiente de variação. Os coeficientes de correlação entre $VCR \times X_b$ e $CS \times X_b$ são ambos positivos e relativamente altos, 0,65 e 0,72, respectivamente. Assim, por um lado, em uma primeira aproximação,

tem-se que a contribuição ao saldo comercial varia muito de setor para setor e, por outro lado, em geral, as exportações setoriais estão positivamente relacionadas com o índice de contribuição ao saldo comercial.

Tabela 1. Estatísticas Básicas – Ano: 2001

Variáveis	Média (Desvio Padrão) e Coeficiente de Variação	Coeficiente de Correlação		
		Xb	VCR	CS
Xb	235.720 (492.400) / 0,21	1,00	0,65	0,72
VCR	1,59 (3,814) / 2,39	0,65	1,00	0,53
CS	0,00123 (0,5025) / 408,53	0,72	0,53	1,00

Esta relação direta entre exportações e contribuição ao saldo, bem como com a vantagem comparativa revelada, pode ser observada nos resultados das regressões *cross-section* para os anos de 1997, 1999 e 2001, conforme tabela 2, logo abaixo.

Tabela 2. Resultado da estimação da equação de exportação por OLS (1997, 1999, 2001) Equação (1) – Regressão *cross-section*

Variáveis Explanatórias	1997		1999		2001	
	Parâmetro β	Teste <i>t</i>	Parâmetro β	Teste <i>t</i>	Parâmetro β	Teste <i>t</i>
β_0	156,05	7,06	120,40	8,14	156,47	7,31
VCR	68,58	12,5	43,69	11,6	49,34	8,29
CS	36,48	9,97	38,31	9,46	50,95	11,3
R2	0,75		0,72		0,63	
Teste F	368,1[0,000]**		311,2 [0,000]**		204,9 [0,000]**	
N	247		247		247	
DW	1,64		1,64		1,53	

Os resultados das estimações por OLS (Mínimos Quadros Ordinários) para os três anos apontam numa única direção esperada: a de que as exportações seguem uma função direta e positiva das vantagens comparativas reveladas e do índice de contribuição ao saldo comercial.

3.2. Análise de Painel

A análise de painel se permite para dois modelos básicos: i) modelo de efeitos fixos; e ii) modelo de efeitos aleatórios. Em ambos, pode-se pensar em uma especificação estática ou dinâmica. O modelo de efeitos-fixos, também conhecido por abordagem variável *dummy* de mínimos quadrados (ou LSDV – *Least Square Dummy Variable*), é uma generalização de um modelo constante-intercepto-inclinação para painel, introduzindo uma variável *dummy* para aos efeitos das variáveis omitidas, que permanecem constantes no tempo. Nesta especificação, os efeitos individuais podem ser livremente correlacionados com os demais regressores. Sua estimação e, na verdade, a própria estimação de um modelo de regressão múltipla com variáveis binárias para cada uma das *n* unidades de análise, tal que o acréscimo destas variáveis faz com que o intercepto da regressão seja diferente para cada uma destas unidades e capte as heterogeneidades existentes entre elas. O estimador de mínimos quadrados ordinários (OLS) será um estimador consistente e eficiente do modelo e é chamado de LSDV (*Least Squares Dummy-Variable Model*).

A especificação do modelo de efeitos aleatórios trata os efeitos específicos-individuais como variáveis aleatórias. Neste modelo, supõe-se que não há correlação entre os efeitos individuais e as demais variáveis aleatórias. A sua estimação se daria através da utilização dos mínimos quadrados generalizados.

Qual modelo é o mais apropriado? Em Frees (2003), tudo depende das informações disponíveis e dos objetivos da estimação. Se, por exemplo, o propósito central da análise for testar o efeito de variáveis como aquelas que classificam os indivíduos em grupos, a especificação do modelo de efeitos aleatórios mostra-se mais apropriada. Em Hsiao (1999: 42): “*The fixed-effects model is viewed as one in which investigators make inferences conditional on the effects that are in the sample. The random-effects model is viewed as one in which investigators make unconditional or marginal inferences with respect to the population of all effect.*”

Um possível modelo a ser estimado consiste em:

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}_{it}'\beta + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que α_i é um componente fixo ligado a unidade i , \mathbf{x}_{it} representa o conjunto de vetores com as variáveis explicativas, y_{it} é a variável dependente, λ_t é o componente temporal, ε_{it} são choques aleatórios normais e independentes ao longo do tempo.

O objetivo consiste em obter um estimador consistente de β e com propriedades desejadas de eficiência. A escolha da técnica de estimação a ser utilizada depende das hipóteses assumidas quanto à relação existente entre o erro aleatório (ε_{it}) e os regressores (\mathbf{x}_{it}); quanto ao erro aleatório e o efeito fixo (α_i). No caso mais restritivo, pode-se assumir que $E(\alpha_i, \mathbf{x}_{it}) = 0$, ou seja, ortogonalidade entre o efeito fixo e os regressores – e $E(\varepsilon_{it}, \mathbf{x}_{it-s}) = 0$ para qualquer s . Pode-se utilizar OLS (Mínimos Quadrados Ordinários) ou LSDV (Mínimos Quadrados com *Dummies*). Ambos os estimadores são consistentes sendo que o segundo é mais eficiente.

Abrindo mão da hipótese de ortogonalidade do efeito fixo e dos regressores, ou seja, assumindo que $E(\alpha_i, \mathbf{x}_{it}) \neq 0$, não é possível mais assumir consistência para OLS; contudo, LSDV continua sendo consistente. Um outro estimador consistente possível é OLS utilizando as variáveis em primeira diferença (FD-OLS).² Este estimador também é consistente para o caso proposto no parágrafo anterior mas apresenta problemas de eficiência. Pode-se também assumir que $E(\alpha_i, \mathbf{x}_{it}) = 0$ e $E(\alpha_i, \mathbf{x}_{it}) \neq 0$. Neste caso, nenhum dos estimadores propostos acima (OLS, LSDV ou FD-OLS) são consistentes. Para obter estimativas consistentes de β é necessário utilizar Variáveis Instrumentais ou GMM (Método dos Momentos Generalizados).

Em vez de ser propor (1) como ponto de partida, pode-se optar por:

$$y_{it} = \beta\mathbf{x}_{it} + e_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

A diferença básica entre as duas formas está na maneira como é tratada a diferença existente entre as diversas unidades. No primeiro caso, as unidades são diferentes por conta de algum fator determinístico constante ao longo do tempo, enquanto no segundo caso as diferenças surgem por conta de algum fator aleatório (e_i) que atingiu

² Tomando a primeira diferença de (1), o efeito fixo é eliminado.

cada unidade de forma diferenciada. A estimação de (2) pode ser feita por GLS. Note que é necessário postular $E(\alpha_i, \mathbf{x}_{it}) = 0$ para qualquer s ter consistência dos parâmetros.

Para o modelo (1) se α_i não são mais assumidos serem parâmetros fixos, estamos tratando do Modelo de Efeitos Aleatórios. Assim, assumimos que α_i são distribuídos independente e identicamente com média zero e variância σ_α^2 e $\{\alpha_i\}$ são independentes das variáveis erros aleatórios $\{\varepsilon_{it}\}$. Há heterogeneidade entre os sujeitos? Uma resposta implica em testar a hipótese nula $H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$. Estimativas de σ_α^2 são de interesse, mas requer escala para sua interpretação. Neste caso, vale considerar a correlação intra-classe, assim definida: $\sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2)$.

Se desejamos testar a hipótese nula $H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$, podemos proceder a estimação do modelo $y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$ e obter resíduos. Para cada sujeito, computa-se um estimador de

σ_α^2 : $s_i = \frac{1}{T_i(T_i - 1)} \left(T_i^2 e_i^{-2} - \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2 \right)$; em seguida, computa-se as estatística de teste:

$$TS = \frac{1}{2n} \left(\frac{\sum_{i=1}^n s_i \sqrt{T_i(T_i - 1)}}{N^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2} \right)^2.$$

Rejeita H_0 se TS exceder a um quartil de uma distribuição χ^2 , com um grau de liberdade.

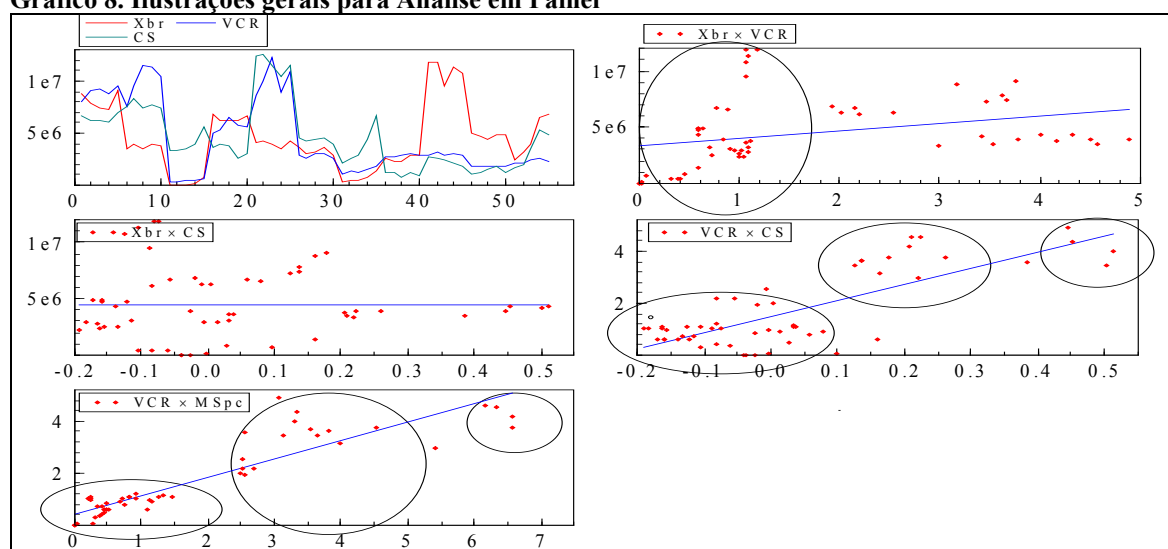
Comparando a inclinação estimada nos modelos de efeitos fixos com os modelos de efeitos aleatórios, pode-se dizer que: 1) supondo que a formulação dos efeitos fixos está correta, então β_{EF} é consistente e assintoticamente eficiente, e β_{RE} é inconsistente. 2) supondo que a formulação correta seja o modelo de efeitos aleatórios, então β_{RE} é consistente e assintoticamente eficiente; e β_{EF} é consistente.

Quando α_i e u_{it} são aleatórios e normalmente distribuídos, obtém o estimador por MLE (*Maximum Likelihood Estimator*) de $\tilde{\delta}' = (\mu, \beta', \sigma_u^2, \sigma_\alpha^2)$ resolvendo simultaneamente condições de primeira ordem. Embora, MLE seja assintoticamente eficiente, algumas vezes esta resolução simultânea produz um valor estimado para σ_α^2 que é negativo (Hsaio, 1999:40). Segundo Hsaio (1999: 36), o estimador GLS (*Generalized Least Square*) é a média ponderada dos estimadores entre-grupos e intra-grupos. O estimador GLS para β pode convergir para OLS (*Ordinary Least Square*) ou para um estimador LSDV (*Least Square Dummy-Variable*). No procedimento LSDV (ou modelo de efeitos fixos), a fonte de variação é completamente ignorada. O procedimento de tratar α_i como aleatório proporciona uma solução intermediária entre tratar todos como diferentes e tratar todos como iguais, conforme estimadores por GLS³.

³ Arellano & Bond (1990) propõem três testes de especificação para avaliar se a equação (3) é um modelo adequado ou não. O primeiro deles consiste em testar se existe evidência de autocorrelação nos resíduos estimados a partir das estimativas de 1º e 2º estágios dos parâmetros. A evidência de autocorrelação invalidaria a especificação dado que a consistência dos estimadores é afetada. O segundo teste consiste num teste de superidentificação proposto por Sargan (1958, 1988). Com base neste teste verifica-se se um conjunto de instrumentos utilizados é ortogonal aos resíduos estimados. O terceiro teste é um teste de Hausman sobre o coeficiente da variável dependente defasada e pode ser implementado de forma seqüencial. Caso a primeira defasagem (y_{it-1}) não seja um instrumento válido, haverá correlação entre a

Nossos resultados econométricos em análise de painel são apresentados na tabela 3, a seguir. Antes, porém, cabe algumas considerações sobre os gráficos 8. Em primeiro lugar, como já identificado antes para a análise dos 247 setores segundo classificação SITC, muitos setores apresentam exportações relativamente muito elevadas se comparadas com sua contribuição ao saldo, ou mesmo baixa exportação para um potencial de contribuição positiva ao saldo comercial. Em segundo lugar, elevadas vantagens comparativas se situam tanto em setores com grandes volumes de exportações quanto em setores com fraco volume exportador, assim como os setores com VCR mais elevados não são necessariamente grandes setores exportadores. Em terceiro lugar, há claramente três grupos de setores quando se observa a relação entre a contribuição ao saldo comercial e as vantagens comparativas reveladas. Há setores com fracas vantagens comparativas e pouca contribuição ao saldo, há um grupo intermediário e um grupo com elevadas vantagens comparativas e forte contribuição ao saldo comercial. O problema é que à medida em que se caminha na direção destes setores, em situação ótima, há uma notória redução de número de setores com estas características, tal que predominam os setores fracamente competitivos e com pouca contribuição ao saldo comercial.

Gráfico 8. Ilustrações gerais para Análise em Painel



variável e os erros, e logo as estimativas obtidas a partir de um GMM que utilize apenas esta condição de momento serão inconsistentes, enquanto um GMM que utilize todas as outras condições de momentos, fornecerá estimativas consistentes. Isto é o necessário para um teste de Hausman. Caso seja rejeitada a hipótese nula, isto é evidência de autocorrelação de primeira ordem dado que o coeficiente obtido está viesado. Assim, para a estatística de teste de Hausman, nossa hipótese nula é a de que o modelo de efeitos fixos é o correto e a hipótese alternativa é que o modelo de efeitos aleatórios é correto. Examina-se a estatística $\beta_{FE} - \beta_{RE}$, que tende a zero sob H_0 , e a algum valor diferente de zero sob H_a . Mais especificamente, sob H_0 , a estatística de Hausman é assim definida: $HS = (\beta_{FE} - \beta_{RE})' (Var(\beta_{FE} - \beta_{RE}))^{-1} (\beta_{FE} - \beta_{RE})$ e tem uma distribuição χ^2 com K graus de liberdade.

Finalmente, temos os resultados econométricos, conforme análise de painel.

Estimamos o modelo: $X_{it} = \beta_0 + \beta_1 VCR_{it} + \beta_2 CS_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it}$, usando diferentes métodos para análise de modelos de efeitos fixos e modelos de efeitos aleatórios. Neste estudo, temos observações de séries temporais em múltiplos setores cobrindo o mesmo período, o que se pode definir como um painel balanceado. Nossos estimadores foram obtidos por OLS em nível, por GLS (com resíduos de OLS) e por ML (Máxima Verosimilhança). O modelo de efeitos fixos foi estimado por LSDV (Mínimos Quadros Variável-Dummy). O primeiro teste de Wald testa a significância para todas as variáveis, exceto a dummy (que é o termo constante), assim é equivalente χ^2 para o teste-F. O teste de Wald seguinte informa a significância do termo constante, e é somente o teste-t ao quadrado. O teste AR(1) é para a correlação serial de primeira ordem.

De acordo com a tabela 3, ficam bastante evidentes dois resultados. Primeiro, as exportações brasileiras são uma função positiva do índice de vantagens comparativas e o estimador β_1 se mantém estatisticamente significativo e positivo independente do método de estimação em painel, ou mesmo, independente da escolha do modelo, se de efeito fixo ou de efeito aleatório. Segundo, e de modo bastante consistente e estável, a estimação do parâmetro β_2 expressa uma relação negativa e na maioria dos métodos de estimação, estatisticamente significativa com as exportações. Ou seja, as exportações brasileiras são, segundo análise de painel, uma função negativa com o índice de contribuição ao saldo comercial.

Tabela 3. Resultados das estimações em painel da equação de exportações (1997-2001)

Métodos	β_0	β_1	β_2	R^2	N	AR(1) $N(0,1)$	Wald (joint) X^2	Wald (dummy) X^2
OLS (pooled regression)	2,094 (1,94) ¹	1,59 (2,52)	-9,91 (-2,04)	0,22	55	1,747 [0,081]	6,407 [0,0041]	3,755 [0,053]
Estimação Intra-Grupos		3,76 (1,82)	8,90 (2,36)	0,56	55	0,758 [0,448]	10,11 [0,006]**	15,15 [0,004]**
Estimação Entre-Grupos	1,36 (0,767)	2,12 (2,03)	-1,47 (-1,73)	0,34	55		4,132 [0,127]	0,588 [0,443]
OLS Dummy (tempo) ²	2,25 (2,00)	1,66 (2,59)	-1,04 (-2,10)	0,24	55	1,727 [0,084]	6,734 [0,034]	30,00 [0,000]**
LSDV (efeitos fixos) (Dummy (tempo) ²)	5,62 (7,01)	3,7 (1,84)	8,90 (2,36)	0,98	55	0,758 [0,448]	10,11 [0,006]**	15,15 [0,004]**

Notas: (1) Teste t entre parênteses; (2) *Dummy* (tempo) para 1998, 1999, 2000 e 2001. Em todos os casos, as duas primeiras mostram-se negativas e estatisticamente significativas e as demais não são significativas.

4. Considerações Finais

Com este trabalho de pesquisa, de caráter fortemente empírico, pode-se apontar algumas conclusões muito importantes, tanto da perspectiva da pesquisa acadêmica, quanto para a orientação de políticas de comércio externo. Em primeiro lugar, destaca-se os resultados das estimações econométricas, conforme procedimento convencional *cross-sectional*, realizadas para três anos referenciais (1997 -antes da desvalorização cambial; 1999, ano da desvalorização cambial; e 2001 -quando a economia brasileira passa a

sustentar superávites comerciais mensais) e para todos os 247 setores, conforme agregação SITC. Aqui os resultados seguem conforme o esperado em uma situação ótima, ou seja, as exportações crescem e seguem as vantagens comparativas reveladas, assim, como o índice de contribuição ao saldo comercial.

Contudo, esta estimação convencional apresenta algumas limitações, principalmente se comparada a análises de séries temporais ou de painel. Como destacado, a análise de painel avalia a evolução no tempo de dados dispostos de modo longitudinal, captando eventuais heterogeneidades nos indivíduos, tanto entre quanto intra-indivíduos. De outra parte, procurando tornar mais analíticos os resultados, foi realizado o trabalho de agregação segundo intensidade-fator, conforme Pavitt (1984). Nestes termos, nossa segunda estimação econométrica seguiu a análise de painel, para setores intensivo-fator. Assim, pudemos concluir de modo bastante consistente, com estimações de diferentes métodos, que as exportações brasileiras acompanham suas vantagens comparativas relevadas; entretanto, há uma clara relação negativa entre as exportações e o índice de contribuição ao saldo comercial.

Estes resultados econométricos vieram corroborar com o observado em análises gráficas preliminares. Entre os resultados mais importantes, vale a pena destacar que entre os setores de maiores vantagens comparativas reveladas e maiores *market-shares*, apenas a “Indústria intensiva em outros recursos agrícolas” apresenta uma contribuição ao saldo comercial proporcional à sua competitividade, mesmo que ainda com relativamente baixa participação de mercado. É notório que a grande maioria dos setores exportadores brasileiros apresenta contribuição negativa ao saldo comercial, mesmo que apresente uma razoável participação nos mercados internacionais e vantagens comparativas. O caso de maior destaque é o do setor “Indústria Agroalimentar”.

Há, ainda, setores exportadores que passaram de contribuição negativa ao saldo comercial para uma contribuição positiva, especialmente a partir do ano 2000. Vale considerar os setores: “Indústria Intensiva em P&D”: o segmento aeroespacial e parte de da indústria de teleequipamentos foram responsáveis pela inversão de sinal do índice CS em 1999 e pelo aumento significativo no ano 2000; “Indústria Intensiva em Recursos Energéticos”: ancorado basicamente no desempenho do segmento relativo a “produtos derivados de petróleo”; e “Produtos Primários Energéticos” (2001) desempenho favorável das exportações do segmento “petróleo bruto” a partir do ano 2000.

5. Referências bibliográficas

- Anderson, T.W. e Hsiao, C. (1982). Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data. In: *Journal of Econometrics*, 18, 47-82.
- Balassa, B. (1965). Trade liberalization and ‘revealed’ comparative advantage. *The Manchester School*, v. XXXIII, n° 2, pp. 99-123.
- _____. (1977). ‘Revealed comparative advantage revisited: an analysis of relative export shares of industrial countries, 1953 - 1971. *The Manchester School*, v. XLV n° 4, pp. 327-344.
- Canuto, O. (2000). Competitividade e estrutura das exportações brasileiras. *Jornal Valor Econômico*, 06/06/2000, p. A11.

- _____ (1977). 'Revealed comparative advantage revisited: an analysis of relative export shares of industrial countries, 1953 - 1971. *The Manchester School*, v. XLV n° 4, pp. 327-344.
- Dalum, B., Laursen, K. & Villumsen, G. (1996). *The long term development of OCDE export specialisation patterns: de-specialization and "stickiness"*. DRUID, Working Paper n°96-14.
- Dosi, G., Pavitt, K. & Soete, L. (1990). *The economics of technological change and international trade*. Brighton, Wheatsheaf.
- Arellano, M. e Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an application to employment equations. In: *The Review of Economic Studies*, vol 58(2), n° 194, April.
- Frees, E. W (2003). (<http://www.instruction.bus.wisc.edu/jfrees/gb806.htm>).
- Greene, W. H. (1999). *Econometric Analysis*, Fourth edition, Prentice Hall.
- Guerrieri, P. (1994). International trade pattern, structural change and technology in major Latin América countries, *Giornali Degli Economisti e Annali di Economia*, vol. LIII, n° 4-6, Abril-junho.
- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments. *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*. Cambridge: UP. (Econometric Society Monographs, n. 11).
- IEDI (2000). *A Pauta de Exportação Brasileira e os Objetivos da política de Exportação*. São Paulo. Disponível em (<http://www.iedi.org>)
- Lafay, G. (1990). La mesure des avantages comparatifs révélés. *Economie Prospective Internationale*, n° 41.
- Laplaine, M. F., Sarti, F. Hiratuka, C., Sabbatini, R.C. (2001). O caso brasileiro. In: Chudnovsky, D. (coord.), *El boom de las inversiones extranjerias directas en el Mercosur*. Buenos Aires, Siglo XXI.
- Laursen, K. (1998). *Revealed comparative advantage and the alternatives as measures of international specialization*. DRUID, Working Paper, n° 98-30, dezembro.
- Nonnenberg, M. J. (1998). *Competitividade e crescimento das exportações brasileiras*. Rio de Janeiro: IPEA (Texto para Discussão n° 578).
- Pavitt, K. (1984). *Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory*, Research Policy, vol. 13, N° 6.
- Vollrath, T. L. (1991). A Theoretical Evaluation of Alternative Trade Intensity Measures of Revealed Comparative Advantage, *Weltwirtschaftliches Archiv*, v. 127, pp. 265-80.
- Xavier, C. L. (2000). *Padrões de Especialização e Competitividade no Comércio Exterior Brasileiro*. Campinas, Tese de Doutorado, Instituto de Economia.

ANEXOS

ANEXO 1: METODOLOGIA DE CÁLCULO DOS INDICADORES

Em primeiro lugar, o indicador de "market share" setorial (MS) utilizado foi o mais simples possível, vale dizer: $MS = X_{ik}/X_k$ onde: X_{ik} representam as exportações do grupo setorial "k" pelo país "i"; X_k são as exportações mundiais do grupo setorial "k".

Em segundo lugar, o indicador de “vantagem comparativa revelada” (VCR) normalmente é calculado da seguinte forma: $VCR = (X_{ik}/X_i) \div (X_k / X)$ onde: X_{ik} representam as exportações do grupo setorial “k” pelo país “i”; X_k são as exportações mundiais do grupo setorial “k”; X_i são as exportações totais do país “i”; e X indicam as exportações mundiais totais.

Nessa perspectiva, se o país “i” possuir uma vantagem comparativa no grupo setorial “k” em relação à economia mundial (ou qualquer outra zona de referência) o indicador de VCR apresentará um resultado superior à unidade ($VCR > 1$), demonstrando que este país possui um *market share* neste grupo setorial superior à sua participação no mercado mundial de todos os outros produtos; ou ainda, que a participação deste grupo setorial nas exportações totais do país é superior à participação deste mesmo grupo setorial no total das exportações da economia mundial. Caso contrário, o país não apresentará vantagens comparativas ($VCR < 1$).

Na primeira definição de VCR, feita por Balassa (1965), adotou-se a suposição de que as diferentes dotações de fatores resultariam em uma estrutura característica (padronizada) de exportações, sendo, portanto, perfeitamente compatível com as hipóteses da teoria clássica do comércio internacional. Em outros termos, o indicador de VCR procuraria expressar “a posteriori” as vantagens relativas de custos de diferentes países a partir de suas especializações comerciais.

Entretanto, esta é apenas uma interpretação possível, mas não exclusiva. É preciso ressaltar que o indicador de VCR é apenas uma variável de resultado, a qual tenta captar no âmbito do mercado os efeitos finais do comércio internacional, sem que exista nenhuma interação compulsória entre oferta de fatores e tais efeitos. Ao contrário, tais efeitos também devem ser interpretados como resultado de assimetrias intra e intersetoriais entre os diferentes países, onde os *padrões de especialização* expressam, de um lado, diferenças nas assimetrias tecnológicas e vantagens relativas de custos dos países e, de outro lado, diferenças nas elasticidades-renda dos grupos setoriais (Dosi, Pavitt & Soete, 1990). Portanto, as estruturas de VCRs devem ser examinadas à luz da problemática discutida anteriormente.

Adicionalmente, a utilização do indicador VCR envolve uma outra restrição estatística grave: invariavelmente, os resultados obtidos são, por definição, assimétricos, assumindo valores entre 0 e ∞ , não respeitando, dessa forma, a hipótese de normalidade do termo residual em qualquer análise de regressão. Vale dizer, na especialização comercial virtuosa obtém-se valores superiores à unidade, os quais são superestimados, enquanto que em uma especialização negativa, os valores obtidos concentram-se apenas entre 0 e 1 (Laursen, 1998).

Uma primeira tentativa de solucionar tal restrição foi utilizar a transformação logarítmica do indicador de VCR de tal sorte a “suavizar” a assimetria entre os índices setoriais. Todavia, esta solução de linearização acaba introduzindo um outro viés na estrutura dos índices de VCRs: pequenas variações produzem um resultado idêntico às grandes variações, minimizando a importância do nível absoluto do VCR de cada setor (*Idem*).

Diante disso, a solução proposta por Laursen & Engendal (1995) *apud* Dalum, Laursen & Villumsen (1996) para resolver o problema da assimetria presente na construção dos índices de VCRs foi a seguinte: $VCR - 1/VCR + 1$, definindo os intervalos de referência entre -1 e +1 com um valor médio centrado em zero, isto é, tornando o índice de VCR simétrico.

Em outra direção, Vollrath (1991, p.270) desenvolveu e interpretou os índices de VCRs, a partir de uma situação homotética, na qual as exportações de um setor de um determinado país coincidem exatamente com a distribuição setorial das exportações mundiais. Vale dizer, toma-se como ponto de partida a ausência de especialização no comércio internacional para, em seguida, obter os desvios setoriais de cada país em relação ao mercado mundial.

Finalmente, o indicador de vantagens comparativas reveladas (VCR), clara e intencionalmente considera apenas as exportações - como pode ser percebido pelo índice acima - no cálculo da posição competitiva de um setor de um país, sem nenhuma referência aos fluxos de

importações. A justificativa fornecida por Balassa para tal exclusão é que tais fluxos estariam sujeitos a vieses originários dos diferentes níveis de proteção dos diferentes países (Balassa, 1977, p. 327). O problema é que - de acordo com Lafay (1990, p.30) - os fluxos de exportações também são condicionados pela estrutura de promoções das exportações (subsídios fiscais e/ou financeiros), resultando inexoravelmente em vieses diferenciados entre os países nos índices que se baseiam apenas em tais fluxos.

Em razão dessa limitação, o Centro de Estudos Prospectivos em Informações Internacionais (CEPII - França) desenvolveu, durante a década de oitenta, um outro indicador de vantagens comparativas baseado em saldos comerciais e não apenas em fluxos de exportações, denominado “Contribuição ao Saldo” (CS).

A versão final do indicador CS é a seguinte: $CS = 1000 \div PIB_i (S_1 - S_2)$, sendo: $S_1 = 100 \times (X_k - M_k) / [(X_i + M_i) / 2]$; e $S_2 = 100 \times (X_i - M_i) / [(X_i + M_i) / 2] \times [(X_k + M_k) / (X_i + M_i)]$ onde: X_k e M_k são respectivamente as exportações e importações do setor “k efetuadas pelo país “i”; X_i e M_i são respectivamente as exportações e importações totais do país “i”. Sendo assim, um país apresentará vantagens comparativas em determinado grupo setorial quando o indicador CS for positivo ($CS > 0$). Caso contrário, seu resultado apresentará um valor negativo.

Tal indicador de CS também procuraria expressar “*ex-post*” as vantagens relativas de diferentes países a partir de suas diferentes competitividades setoriais, significando que um país abundante em capital deveria apresentar um saldo comercial positivo naqueles grupos setoriais intensivos em capital. Do mesmo modo que um país abundante em trabalho e/ou recursos naturais apresentaria um saldo comercial positivo nestes grupos setoriais. No mesmo sentido, a diminuição relativa de custos, em função da inovação microeconômica dos processos de produção e/ou a obtenção de economias de escala, juntamente com o poder de monopólio obtido com a diferenciação microeconômica do produto, determinariam tais vantagens comparativas (Lafay, 1990, p.29).

Mais que isso: além do saldo comercial efetivo ser positivo de acordo com a competitividade, ele também deveria ser superior ao saldo global uniformizado pela participação do grupo setorial “k” no fluxo total do país “i”. Ou seja, o ponto de partida do índice CS é a utilização de um recurso analítico denominado “*saldo teórico*”, o qual nada mais é que o saldo global de um país “j” distribuído de maneira equiproporcional entre os diversos setores presentes na balança comercial deste país. A partir daí, calculam-se os desvios dos saldos efetivos (absolutos) setoriais em relação a este “*saldo teórico*”. Dessa forma, o que importa nesse tipo de indicador de vantagem comparativa é a capacidade de um setor ser “relativamente superavitário”, ou “relativamente deficitário” no caso de desvantagens comparativas, e não apenas seu saldo comercial absoluto.

Apesar da incorporação do fluxo de importações e da maior sofisticação estatística, o indicador de C.S. também é apenas um indicador de resultado e, portanto, está sujeito às mesmas restrições analíticas apresentadas anteriormente para o índice de VCR. Segundo Lafay (1990), outra característica positiva do indicador CS, tal como definido acima, consiste na ponderação do índice pelo PIB de cada país, visando minimizar a influência do comércio intra-industrial (denominado de “fluxos minoritários”) nos saldos comerciais.

Adicionalmente, a grande vantagem de um indicador desse tipo é que ele não é afetado por variações nas taxas reais de câmbio e/ou juros, sendo independente da conjuntura macroeconômica e podendo ser utilizado intertemporalmente na comparação dos diferentes *padrões de especialização* dos países (*idem*).

ANEXO 2 : CLASSIFICAÇÃO SETORIAL PAVITT

Na classificação das exportações de produtos/setores com base em parâmetros tecnológicos adotou-se como critério de agregação dos dados a tipologia elaborada e desenvolvida originariamente pelos seguintes autores: Pavitt, K. (1984) e Guerrieri, P. (1994).

Estes autores formularam uma taxonomia das fontes, usos e mecanismos de geração de novas tecnologias, considerando a natureza abrangente e cumulativa da mudança tecnológica e da mudança técnica. Vale dizer, nesta taxonomia proposta a mudança tecnológica não se restringe apenas à intensidade fatorial ou à morfologia setorial, mas busca incorporar sobretudo as capacidades tecnológicas, as relações de encadeamento intra e interindustrial e o desempenho no comércio internacional.

Por outro, isto indica também, a cautela que se deve ter na utilização desta taxonomia, porque um mesmo produto pode ser fabricado com tecnologias e com intensidades fatoriais distintas do padrão internacional. Um país que tem um elevado *market-share* em produtos de informática (intensivos em P&D) não tem, necessariamente, competitividade em todas as etapas de desenvolvimento destes produtos (*design*, processo e mercado); no mesmo sentido, o sistema de produção de um produto pode estar concentrado apenas nas etapas a jusante de fabricação do produto (ao estilo das *maquilas* do norte do México), aproveitando-se apenas das diferenças do custo de mão-de-obra.

Diante dessas ressalvas, o critério de agregação permite distinguir os seguintes grupos de empresas/indústrias:

- a) **"Produtos primários"**: agrícolas, minerais e energéticos;
- a) **"Indústria intensiva em recursos naturais"**: indústria agroalimentar, indústria intensiva em outros recursos agrícolas, indústria intensiva em recursos minerais e indústria intensiva em recursos energéticos. A principal característica deste grupo é a existência de uma oferta elástica de matéria-prima como determinante das "vantagens comparativas" de um país ou de uma região;
- b) **"Indústria intensiva em trabalho" (ou "tradicionais")** - os quais estão concentrados os mais tradicionais bens industriais de consumo não-duráveis como têxteis, confecções, couro e calçados, cerâmica, editorial e gráfico, produtos básicos de metais, entre outros - caracterizados pelo fato de que, um grau relativamente elevado dos processos de inovação utilizados pelas empresas são produzidos por outros setores, isto é, originam exogenamente a tais setores;

Estes dois grupos anteriores caracterizam-se pelo fato de serem apenas absorvedores líquidos dos processos de inovação simplesmente porque não geram novas tecnologias, mas apenas as adquire através da compra de equipamentos e insumos intermediários dos setores intensivos em escala ou intensivos em P&D.

- c) **"Indústria intensiva em escala"**: inclui a indústria automobilística, a indústria siderúrgica e os bens eletrônicos de consumo. A presença de grandes empresas oligopólicas com elevada intensidade de capital, amplas economias de escala de processo, *learning* e organizacionais, bem como uma elevada complexidade nas atividades de engenharia, caracterizam este grupo;
- d) **"Fornecedores especializados"**: inclui bens de capital sob encomenda e equipamentos de engenharia e são caracterizados pela elevada obtenção de economias de escopo, alta diversificação da oferta geralmente concentrada em empresas de médio porte, mas com uma notável capacidade de inovação de produto.
- e) **"Indústria intensiva em P&D"**: faz parte deste grupo os setores de química fina (produtos farmacêuticos, entre outros), componentes eletrônicos, telecomunicações e indústria aeroespacial, os quais são todos caracterizados por atividades inovativas diretamente relacionadas com elevados gastos em P&D, tendo suas inovações de produto um alto poder de difusão sobre o conjunto do sistema econômico.

O "tradutor" utilizado permitiu a agregação dos 247 grupos setoriais - em nível de 3 dígitos na classificação SITC da ONU - em apenas onze (11) sub-grupos para as exportações mundiais, bem como para as exportações brasileiras. Tal agregação consistiu em:

CÓDIGO CLASSIFICAÇÃO (PAVITT)

110 "Produtos Primários Agrícolas"

- 120 "Produtos Primários Minerais"
- 130 "Produtos Primários Energéticos"
- 211 "Indústria Agroalimentar"
- 212 "Indústria Intensiva em Outros Recursos Agrícolas"
- 213 "Indústria Intensiva em Recursos Minerais"
- 214 "Indústria Intensiva em Recursos Energéticos"
- 221 "Indústria Intensiva em Trabalho"
- 222 "Indústria Intensiva em Escala"
- 223 "Fornecedores Especializados"
- 224 "Indústria Intensiva em P&D"

Além disso, tal metodologia tem como origem um "tradutor" utilizado em uma aplicação recente desta mesma tipologia, o qual pode ser encontrada em: Laplane, M. F., Sarti, F. Hiratuka, C., Sabbatini, R. C. O caso brasileiro. In: CHUDNOVSKY, D. (coord.), **El boom de las inversiones extranjeras directas en el Mercosur**. Buenos Aires, Siglo XXI, 2001.

É importante ressaltar que tal tradutor permitiu a agregação dos dados SITC (3 dígitos) apenas para a **Revisão 3**, o que impossibilita a utilização de tal procedimento para séries estatísticas mais antigas, vale dizer, anos 80 e 70, a menos que se utilize um outro tradutor da revisão 3 para a revisão 2.

Por conseguinte, o período de cobertura dos dados desenvolvido neste trabalho, restringiu-se apenas aos anos selecionados da década de 90 para os quais existem dados disponíveis imediatamente. Para os anos de 1995-1995, a fonte de dados foi o CD-Room "PC TAS - *Trade Analysis System*" 1995-1999.

Finalmente, duas observações se fazem necessárias: em primeiro lugar, três grupos setoriais da Revisão 3 (811, 911 e 931) foram **excluídos** da agregação realizada neste trabalho pela simples impossibilidade de classificá-los adequadamente; em segundo lugar, todos os campos onde se encontravam a expressão #N/D (não-disponível) foram substituídos por um valor nulo a fim de viabilizar o somatório e agregação proposta.