

# A proteção nominal da agricultura e o regime cambial — 1972/94

HELOISA LEE BURNQUIST\*

*As mudanças relacionadas ao processo de liberalização comercial na economia brasileira têm sido objeto de vários estudos que enfocam os efeitos sobre o setor industrial. O presente trabalho analisa o impacto dessas mudanças sobre o grau de proteção (ou taxação) nominal de produtos agrícolas comercializáveis. Para tal, comparam-se os preços internos com os externos utilizando a taxa de câmbio nominal oficial e uma estimativa da valorização dessa taxa baseada na teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC). Os resultados obtidos sugerem que a forma pela qual o processo de liberalização comercial vem sendo conduzido dificulta a redução da taxação implícita de produtos agrícolas. Ressalta-se, portanto, a necessidade de buscar formas para alcançar um desenvolvimento intersetorial mais integrado e equilibrado.*

## 1 - Introdução

Diversas análises voltadas aos efeitos do padrão de desenvolvimento brasileiro identificaram resultados pouco favoráveis para o setor agrícola. De fato, o modelo de desenvolvimento ao longo das duas últimas décadas buscou promover um crescimento rápido da economia, tendo-se utilizado uma estratégia desenvolvimentista que deu prioridade à substituição de importações de bens de capital e insumos básicos, bem como à dinamização das exportações de manufaturados. Esse processo resultou numa acentuada transferência de recursos do setor agrícola em favor dos setores secundário e terciário, o que conduziu, por sua vez, a uma alteração na taxa de crescimento da agricultura em relação à de outros setores.<sup>1</sup>

Várias pesquisas relacionadas a esse processo mostraram que a forma de condução da política comercial teve uma participação decisiva na determinação da discriminação do setor agrícola, incluindo-se fatores como a manipulação de tarifas e controles quantitativos que sustentaram um regime de importação fundamentado na proteção

---

\* Do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Esalq/USP.

<sup>1</sup> Bacha e Rocha (1997) mostraram que a participação relativa da agropecuária no Produto Interno Bruto, medido a custo de fatores (PIBcf), caiu ao longo do período 1955/89, passando de 23,5% para 7,7%. Nesse mesmo período, a participação da indústria no PIB cresceu de 1955 até 1986 e diminuiu a partir de então, sendo que o setor serviços assumiu uma tendência oposta ao da indústria, reduzindo-se de 1955 até 1986, aumentando a partir desse último ano. Esses mesmos autores mostraram que a participação da agropecuária no PIB aumentou de 7,7% para 13,2%, ao longo do período 1989/95, sendo que o valor atingido nesse último ano corresponde ao valor relativo alcançado pelo setor em 1967, ou seja, praticamente três décadas atrás.

excessiva e indiscriminada a todas as atividades produtivas. As barreiras à importação de bens garantiram a proteção à produção de similares nacionais. Além disso, a forma de condução política propiciou o suprimento de matéria-prima agrícola a baixo custo para o setor industrial [ver Homem de Melo (1991), Johnson (1988), Zockun (1976) e Savasini *et alii* (1974)]. Esses instrumentos de política comercial proporcionaram um grau de proteção relativamente elevado para o setor industrial, tendo-se seguido o estímulo às exportações de produtos manufaturados.

O esgotamento das potencialidades desse modelo de desenvolvimento tornou-se evidente com a crise econômica mundial dos anos 80, tendo-se procurado um redirecionamento político na economia brasileira. Durante esse período ocorreram grandes e frequentes mudanças nas políticas comercial, monetária e fiscal brasileiras, envolvendo a utilização de vários planos de ajustamento heterodoxos.

Após uma década de ajustamentos à crise econômica de 80, a economia internacional incorporou um processo de transformação cujas características mais marcantes compreenderam a formação de blocos regionais e maior integração econômica global. Esses novos fatores de reordenamento do mundo moderno permitiram a ampliação dos mercados e da escala de negócios, aumentando a rapidez do processo de crescimento econômico em diversos países. Nesse contexto, pressões políticas e econômicas induziram o nosso país a liberalizar seu regime de comércio exterior, sendo que os esforços nessa direção vêm sendo acompanhados por um grande empenho na retomada do crescimento econômico, particularmente através de uma melhor alocação dos recursos disponíveis na economia.

Os principais ajustes na política comercial iniciados em 1988, antes mesmo da conclusão da Rodada Uruguai do Gatt, envolveram a redução de barreiras protecionistas, incluindo-se uma reforma tarifária com cortes nos níveis de tarifas e a eliminação de restrições quantitativas às importações, além do estabelecimento de compromissos específicos na área de serviços financeiros.<sup>2</sup> Nesse contexto, considerou-se oportuno e interessante avaliar se a forma pela qual o processo de liberalização comercial vem sendo conduzido oferece perspectivas para um desenvolvimento intersetorial mais integrado e equilibrado comparado ao proporcionado pelo modelo de desenvolvimento anterior.

Tendo-se em conta que as análises dos efeitos dessas mudanças têm-se voltado fundamentalmente para o setor industrial brasileiro, no presente artigo esses impactos são avaliados no âmbito do setor agrícola, com o intuito de prover subsídios para a investigação do processo num contexto intersetorial. Para tal, foram calculados os níveis de taxação implícita para quatro produtos-chave da agricultura brasileira: a soja e o açúcar de cana (exportáveis) e o trigo e o arroz (importáveis).<sup>3</sup> Adicionalmente, o efeito

---

2 O governo empossado em 1990 eliminou todas as restrições quantitativas às importações, determinando que o seu controle fosse realizado predominantemente via tarifa aduaneira e taxa de câmbio.

3 Esse produto tem sido considerado um produto doméstico, uma vez que o seu preço vinha sendo determinado no âmbito das políticas domésticas e influenciado por variáveis relativas ao mercado interno ao longo desse período. No entanto, com a liberalização comercial deu-se início a importações esporádicas do produto, que chegaram a provocar a apresentação de pleitos para caracterizar a necessidade do direito compensatório ao produto. Muito embora, segundo dados do DTT/Secex/MICT, apresentados por Kume (1995), os diversos pleitos exibidos para o produto não chegaram a ser aprovados, possivelmente por falta de mérito na comprovação de subsídio ou na ocorrência de dano à produção doméstica, considerou-se que variáveis do mercado externo passam a influenciar a formação do preço do produto.

combinado das mudanças na política comercial com uma valorização do câmbio é averiguado a partir de uma estimativa do nível de equilíbrio de longo prazo para a taxa de câmbio baseada na teoria da PPC.

O trabalho foi organizado em quatro seções, além desta introdução. Na Seção 2 tem-se uma apresentação da metodologia adotada para a análise. Na Seção 3 apresentam-se os dados utilizados. A Seção 4 mostra uma discussão dos resultados e, por último, a Seção 5 sintetiza as principais conclusões do trabalho. Os procedimentos econométricos para a estimativa de uma taxa de câmbio de equilíbrio com base no preceito teórico da PPC são apresentados no Apêndice.

## 2 - Procedimentos metodológicos

Nesta seção apresenta-se a metodologia utilizada para o cômputo do nível de taxação implícita e na estimativa da valorização do câmbio nominal, baseada na teoria da PPC. Tal estimativa envolveu o emprego de testes de co-integração segundo o método de Johansen e um Modelo de Correção de Erros (MCE), conforme apresentado no Apêndice.

### 2.1 - Mensuração dos efeitos de políticas de comércio externo

A análise foi conduzida comparando estimativas do grau de taxação implícita para produtos-chave da agricultura brasileira, considerando um período anterior e outro posterior à implementação de medidas de liberalização comercial. A taxa de proteção (ou grau de taxação) implícita foi utilizada, por expressar o efeito final de todas as formas de taxação sobre um determinado produto. Essa taxa foi expressa como o resultado da divergência entre os preços doméstico e internacional, para um dado produto  $j$ , representada como  $TPI_j$ , através da relação:<sup>4</sup>

$$TPI_j = [(p_j^d)/(p_j^e e)] - 1 \quad (1)$$

onde  $p_j^d$  = preço nominal de uma unidade do bem final no mercado doméstico, expresso em moeda doméstica;  $p_j^e$  = preço nominal de uma unidade do bem final no mercado externo, expresso em moeda estrangeira; e  $e$  = taxa de câmbio, expressa em unidades de moeda doméstica necessárias para adquirir uma unidade de moeda estrangeira.

---

4 De forma semelhante à utilizada por Oliveira (1984).

Tomando-se a equação (1), verifica-se que se  $[(p_j^d)/(p_j^e \cdot e)] < 1$ , tem-se uma indicação de que o produto  $j$  está sujeito a uma taxação implícita, o que pode ser relacionado tanto à política cambial como ao conjunto de políticas que determinam, direta ou indiretamente, o nível de preço doméstico. Dentre essas, procurou-se captar, no presente trabalho, o efeito de mudanças nas políticas comerciais, considerando-se o nível de taxação identificado antes e após a implementação de mudanças relacionadas ao processo de liberalização comercial. O efeito da sobrevalorização cambial foi avaliado comparando-se o grau de compensação requerido para neutralizar os efeitos da taxação implícita quando essa foi calculada empregando-se uma taxa de câmbio oficial e uma estimativa do nível de equilíbrio de longo prazo, segundo a teoria da PPC.

Quando se verifica a relação  $[(p_j^d)/(p_j^e \cdot e)] > 1$ , tem-se uma indicação da taxa de proteção nominal implícita para o produto  $j$  na economia doméstica.

Considerando-se uma situação em que todas as distorções do comércio relacionadas aos produtos analisados são removidas, ter-se-ia a relação  $(p_j^d)/(p_j^e) = e^e$ , que corresponde ao caso em que a  $TPI_j$  é nula. Estendendo-se essa relação para os  $j$  produtos do setor,  $e^e$  passa a representar uma taxa de equilíbrio de livre comércio ou "taxa de câmbio-sombra" que eliminaria a taxação implícita na agricultura.

Sob um regime de livre comércio e considerando-se o caso de um país pequeno no mercado internacional, é razoável esperar-se que os preços domésticos de produtos comercializáveis, representado por  $p_j^d$ , situem-se numa faixa delimitada pelos preços FOB (mínimo) e CIF (máximo), podendo também se igualar a esses preços. Isso pode ser assegurado num mercado competitivo, onde os mecanismos de arbitragem atuam rapidamente para eliminar quaisquer distorções nos preços. Isto quer dizer que, quando o preço doméstico torna-se inferior ao seu equivalente FOB determinado no mercado internacional, espera-se que o bem passe a ser exportado, na ausência de restrições ao comércio externo. Teoricamente, esse processo persiste até que os mecanismos de arbitragem elevem o nível do preço doméstico, que pode tornar-se igual ou superior ao preço FOB do produto determinado no mercado externo ( $p_j^e$ ). Por outro lado, quando os preços domésticos tornam-se superiores ao preço CIF equivalente no mercado internacional, os consumidores tendem ao produto importado em vez de adquiri-lo no mercado doméstico. De forma semelhante, os mecanismos de arbitragem passam a reduzir o preço desse bem no mercado doméstico até que esse se torne igual ou inferior ao equivalente CIF.

A taxa de câmbio de equilíbrio, portanto, somente seria definida ao longo do intervalo compreendido por:

$$(p_j^d/p_{jCIF}^e) \leq e^e \leq (p_j^d/p_{jFOB}^e) \quad (2)$$

No entanto, para proceder a essa definição, é importante investigar, a princípio, a taxa de câmbio adequada para a conversão dos preços domésticos e internacionais em uma base comparável. Quando o valor da taxa utilizada é superior ao que mostra o nível de equilíbrio ( $e^e$ ), ou seja, no caso em que a taxa oficial é sobrevalorizada com relação ao

nível de equilíbrio, considerando-se tudo o mais constante, tem-se que os resultados a partir da equação (1) indicam um nível de proteção implícita maior comparado ao que seria calculado com a taxa de câmbio de equilíbrio. Se, no entanto, fosse detectada uma taxa implícita empregando-se a taxa oficial no cálculo, o grau de taxação poderia ser subestimado com relação ao valor calculado empregando-se a taxa de câmbio de equilíbrio ( $e^e$ ).

Na condução de análises dessa natureza, tem sido comum a utilização de estimativas de taxas de câmbio de equilíbrio de livre comércio, tendo em vista que a taxa de câmbio corrente, ou oficial, incorpora as distorções de mercado sobre os preços em função de mudanças envolvendo não apenas as políticas comerciais, como também medidas de política monetária e fiscal brasileira [ver Oliveira (1984)]. No entanto, a determinação de um nível de equilíbrio de livre comércio pode também ser considerada um conceito restrito, desde que a identificação de um valor-base para a variável no contexto da economia brasileira possa ser considerada uma tarefa impraticável. Um outro fator importante a ser ressaltado é que a estrutura de tarifas, subsídios e impostos é extremamente complexa no contexto da nossa economia, o que torna praticamente impossível a sua caracterização com a devida precisão.

Uma taxa de equilíbrio pode ser definida como aquela que mantém o balanço das contas correntes (conta comercial e de serviços) do balanço de pagamentos. Existe, no entanto, um consenso entre os pesquisadores no que se refere à dificuldade em determinar esse nível de *equilíbrio*, dados a extensão do conceito e o grande número de variáveis e relações envolvidas na sua determinação. Além disso, sabe-se que a questão cambial tem sido uma das mais controvertidas na condução da política econômica do país.

Considerando-se, portanto, as várias restrições identificadas em trabalhos realizados anteriormente nesta mesma linha, optou-se por conduzir a estimativa da sobrevalorização cambial na presente pesquisa com base num preceito teórico consolidado no contexto da economia internacional. Para tal, considerou-se a teoria da determinação da taxa de câmbio segundo a PPC. Oliveira (1984) argumenta que a taxa de câmbio paritária relativa também não funcionaria satisfatoriamente como referência em estudos dessa natureza, dado que a cada pacote de política comercial corresponderia um determinado nível de equilíbrio. No entanto, essa limitação não se aplica estritamente a um preceito teórico desenvolvido a partir de mecanismos que permitem identificar um nível de equilíbrio de longo prazo para a taxa de câmbio. Com base nessa argumentação e empregando-se procedimentos econométricos adequados para identificar um nível de equilíbrio para essa variável, procedeu-se a uma estimativa do grau de sobrevalorização nesta pesquisa, conforme se discute a seguir.

## **2.2 - Determinação da taxa de câmbio de equilíbrio e o modelo da PPC**

O conceito da PPC é uma extensão da lei do preço único, segundo a qual bens idênticos são vendidos a preços equivalentes a despeito do valor da moeda em que as trocas são realizadas. A PPC aplica essa lógica aos preços agregados numa economia. Na sua versão mais simples, a teoria da PPC mostra que a mudança na taxa de câmbio entre duas

moedas, em um dado período de tempo, é determinada pela modificação no nível de preços relativos agregados entre os países.<sup>5</sup>

Sob condições reais de operação da economia, as operações de arbitragem dificilmente garantem que a PPC seja estabelecida e mantida no período de curto a médio prazos, o que não justifica, portanto, a sua utilização como uma *meta política*. No entanto, as interpretações do conceito evoluíram, passando a ser dicotomizadas em abordagens positiva e normativa, de acordo com a percepção dos economistas Yarbrough e Yarbrough (1988). Os pesquisadores que seguem a abordagem positiva consideram que a taxa de câmbio segundo a PPC expressa uma forma de funcionamento da economia, ou seja, os níveis admitidos pelas variáveis que definem o conceito. Estudos baseados numa abordagem normativa, por sua vez, consideram a PPC como uma expressão do nível a ser mantido para a taxa de câmbio, requerendo uma intervenção direta quando esse nível não é obedecido.

A relação da PPC tem sido expressa, em diversas instâncias, como uma teoria de comportamento de alterações na taxa de câmbio que acompanham modificações na diferença entre as taxas de inflação dos países. Isso pode ser representado como:

$$P^{BR} = (e_{ppc}^e) \cdot P^{US} \quad (3)$$

onde:  $P^{BR}$  representa um índice para o nível geral de preços no país doméstico (e.g., no Brasil);  $e_{ppc}^e$  representa a taxa de câmbio entre moedas do país doméstico e do estrangeiro, sendo  $e$  expresso em termos do valor da moeda estrangeira relativamente à moeda doméstica (e.g., o número de reais necessários para adquirir um dólar norte-americano); e  $P^{US}$  representa um índice para o nível geral de preços no país estrangeiro (e.g., Estados Unidos).

A relação representada na equação (3) é considerada como a PPC absoluta, sendo admitida como restritiva em função dos vários fatores que podem interferir na sua determinação, dentre os mais evidentes incluem-se, por exemplo, os custos com transporte e as barreiras ao livre comércio.

Outra ressalva importante feita com relação à teoria da PPC por Yarbrough e Yarbrough (1988) relaciona-se às implicações de expressar as alterações na taxa de câmbio como uma variável endógena, determinada pelo diferencial entre as taxas de inflação doméstica e internacional. Isto quer dizer que a teoria da PPC não é formulada a fim de mostrar que as taxas de inflação determinam a taxa de câmbio (ou vice-versa), estipulando relações de causa e efeito. A base teórica utilizada para derivar a relação da PPC centra-se nas relações de arbitragem. Esses mecanismos identificam, enquanto prevalecerem relações de troca entre as economias, inter-relações teóricas através dos mercados de produtos e de moedas [ver Yarbrough e Yarbrough (1988)] que estabelecem

---

5 Trata-se de um conceito desenvolvido pelo economista Gustav Cassel, logo após a Primeira Guerra Mundial, cujo objetivo era expressar um nível de equilíbrio de longo prazo para taxas de câmbio, a partir do qual poderiam ocorrer desvios apenas temporários, quando o câmbio sofresse choques inesperados.

as formas pelas quais as três variáveis envolvidas na relação da PPC seriam simultaneamente determinadas.

Considerando-se, portanto, que a taxa de câmbio expressa na equação (2) corresponde ao nível que permite eliminar a taxação implícita da agricultura e que a equação (3) expressa um nível de equilíbrio de longo prazo para o câmbio — determinado estritamente pela regra da PPC —, essas relações podem ser combinadas para determinar, para cada um dos  $j$  produtos, os níveis de taxação implícita nos períodos anterior e posterior ao início da liberalização comercial, tomando-se o ano de 1988 como marco dessas mudanças e considerando-se dois contextos: *a*) uma situação que permite determinar o nível de compensação requerido para eliminar a taxação implícita cambial, levando-se em conta o câmbio oficial para o cômputo; e *b*) uma situação que permitisse determinar o nível de compensação requerido para eliminar a taxação implícita se a taxa de câmbio na economia brasileira tivesse sido determinada estritamente pela regra da PPC. Na primeira situação, a distorção dos preços expressa a atuação combinada das políticas de natureza comercial e da política cambial. O contexto da segunda situação expressa essas mesmas distorções, abstraindo-se, porém, os efeitos da política cambial, sob a suposição de que a PPC identifica o nível de equilíbrio de longo prazo para a taxa de câmbio.

O conjunto de equações apresentado a seguir expressa as situações para o período anterior à implementação de medidas de liberalização comercial na economia, descritas nos itens *a* e *b* e indicadas por (1) e (1'), respectivamente. As equações (3a) e (3a') representam os contextos da taxação implícita conforme os itens *a* e *b*, respectivamente, para o período pós-1988, indicados como *TPI'*:

$$TPI_j = [(p_j^d)/(p_j^e \cdot e)] - 1 \quad (1)$$

$$TPI_{ppc,j}^e = [(p_j^d)/(p_j^e \cdot e_{ppc}^e)] - 1 \quad (3a)$$

$$TPI_j' = [(p_j^d)/(p_j^{e'} \cdot e)] - 1 \quad (1')$$

$$TPI_{ppc,j}^{e'} = [(p_j^d)/(p_j^{e'} \cdot e_{ppc}^{e'})] - 1 \quad (3a')$$

As hipóteses investigadas com respeito aos produtos agrícolas exportáveis compreendem os contextos descritos a seguir, sendo que todas as expressões representadas anteriormente são tomadas nos valores de seus logaritmos:

*a*) Tomando-se o caso de produto sujeito a uma taxação implícita antes da reforma comercial e pressupondo-se que o seu grau de taxação é afetado positivamente pelas reformas, independente da política cambial adotada, o nível de compensação requerido para eliminar qualquer grau de taxação implícita (se esta persistir) pode ser captado pela seguinte subtração:

$$NC = \ln TPI_j - \ln TPI_j = (\ln p_j^d - \ln p_j^e) - (\ln p_j^d - \ln p_j^e)$$

sendo que:

se  $(\ln p_j^d - \ln p_j^e) \leq (\ln p_j^d - \ln p_j^e)$ , mas ambos os componentes mantêm-se negativos, tem-se que  $NC \leq (1)$ . Isto significa que ele será reduzido e tenderá a zero quando se estabelecer a igualdade dada por:  $\ln p_j^d = \ln p_j^e$ .

b) Tomando-se o caso de produto sujeito a uma taxa o impl cita antes da reforma comercial e pressupondo-se que o seu grau de taxa o   afetado positivamente tanto pelas reformas como pela elimina o da sobrevaloriza o cambial, o n vel de compensa o requerido para eliminar qualquer grau de taxa o impl cita (se esta persistir) pode ser captado, de forma semelhante ao caso anterior, pela seguinte subtra o:

$$NC = TPI_{ppc}^e - TPI_j = (\ln p_j^d - \ln p_j^e) - (\ln p_j^d - \ln p_j^e) + (\ln e - \ln e_{ppc}^e)$$

sendo que:

se  $(\ln p_j^d - \ln p_j^e) \leq (\ln p_j^d - \ln p_j^e)$  e  $\ln e_{ppc}^e > \ln e$ , tem-se que  $NC \leq (1)$ , a menos que ocorra uma desvaloriza o do c mbio suficientemente elevada para reverter a rela o descrita no item anterior. Isto quer dizer que o n vel de compensa o s  tender  a aumentar quando:

$$(\ln e - \ln e_{ppc}^e) > 0 > (\ln p_j^d - \ln p_j^e) - (\ln p_j^d - \ln p_j^e)$$

c) Tomando-se o caso de produto sujeito a uma taxa o impl cita antes da reforma comercial e pressupondo-se que o seu grau de taxa o n o   afetado pelas reformas, a elimina o da sobrevaloriza o cambial, nesse caso, tem um efeito positivo no sentido de reduzir a taxa o impl cita ao produto. Assim, o n vel de compensa o requerido para eliminar qualquer grau de taxa o impl cita (se esta persistir) pode ser captado pela seguinte express o:

$$NC = (\ln e - \ln e_{ppc}^e)$$

sendo que:

enquanto  $\ln e < \ln e_{ppc}^e$ , tem-se que  $NC \leq (1)$ , ou seja, o n vel de compensa o tende a diminuir aproximando-se de zero quando  $\ln e = \ln e_{ppc}^e$ .

### 2.3 - A determinação da taxa de câmbio de *equilíbrio* — aplicações empíricas

Nesta subseção procede-se a uma análise comparativa dos resultados quanto ao nível e à tendência da taxa de desvalorização do câmbio estimado na presente pesquisa e em análises anteriores, empregando abordagens diferentes para períodos semelhantes.

Outros trabalhos conduzidos nessa mesma linha de pesquisa para a economia brasileira podem ser agregados em dois grupos: *a*) os que consideram a determinação da taxa de câmbio de *equilíbrio de livre comércio*; e *b*) os que seguem os preceitos da PPC para a determinação de seu nível de equilíbrio de longo prazo.

O trabalho conduzido por Brandão e Carvalho (1989), por exemplo, enquadra-se no primeiro grupo. Esses autores buscaram obter uma estimativa de um nível de taxa de câmbio de equilíbrio como aquele que determina o equilíbrio da conta corrente, no âmbito de um país pequeno. A metodologia utilizada foi baseada num modelo de equilíbrio estático e parcial de determinação da taxa de câmbio, desenvolvido por Roe e Green (1986). A série de câmbio de equilíbrio obtida por Brandão e Carvalho foi utilizada e atualizada, posteriormente, em trabalho realizado pelo Banco Mundial (1990), empregando-se os mesmos critérios.

Bergsman e Malan (1970) estimaram uma taxa de câmbio de equilíbrio por um critério de aproximação da PPC, utilizando o ano de 1960 como base. O conceito da PPC tem sido comumente utilizado em trabalhos voltados para a determinação da tendência de equilíbrio de longo prazo para a taxa de câmbio no país, particularmente por expressar, de forma mais próxima, a “regra” cambial seguida pelo governo brasileiro ao longo de várias décadas. Dentre os mais recentes, destacam-se os trabalhos conduzidos por Rossi (1990) e por Zini e Cati (1991), sendo que esses últimos incluíram os termos de troca como um fator adicional para auxiliar a explicar a tendência de longo prazo tomada pela taxa de câmbio real no contexto da economia brasileira. Esses trabalhos foram conduzidos com base na estimativa de modelos econométricos, aplicando metodologia envolvendo a utilização de testes de raízes unitárias e testes de co-integração multivariada, segundo procedimento de Dickey e Fuller (1979).

É importante ressaltar, no entanto, que as pesquisas conduzidas pelos referidos autores relacionam-se mais diretamente à abordagem “positiva”, sendo que a presente pesquisa difere dessas por enquadrar-se numa posição intermediária às abordagens normativa e positiva. Isto quer dizer que nos trabalhos antes citados procurou-se determinar se o nível de equilíbrio seguido no longo prazo pela taxa de câmbio poderia ser explicado pela relação implícita à teoria da PPC no contexto da economia brasileira. A presente pesquisa busca identificar um nível da taxa de câmbio nominal que possa validar a teoria da PPC ao longo do período analisado, dada a evolução das outras variáveis compreendidas na sua definição.

Na Tabela 1 são apresentados os valores relativos à Taxa de Câmbio Oficial (TCO) e às estimativas de seu *nível de equilíbrio*, já apresentados, sendo que todas as séries são relacionadas na forma de índices, cuja base é o ano de 1980 (1980 = 100). As estimativas do nível de equilíbrio da taxa de câmbio são identificadas como: *a*) TCEMCE — taxa de

TABELA 1

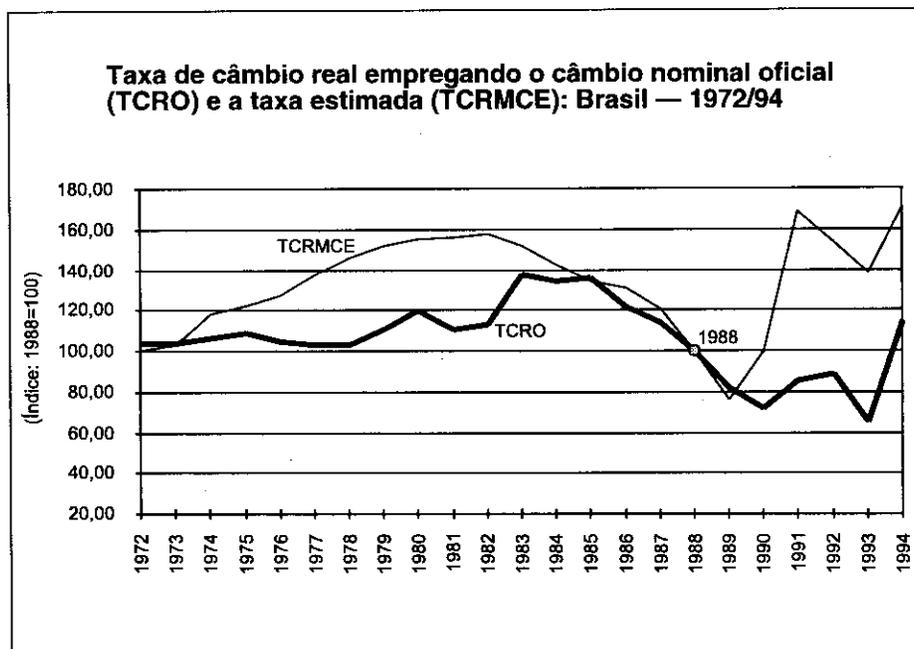
*Taxas de câmbio oficial e estimativas de níveis de equilíbrio: Brasil — 1972/94*

Ano	TCO	TCEMCE	TCEBMU	TCEBM	TCEBC
1972	11,26	8,44	10,94	15,32	10,80
1973	11,60	8,91	11,01	15,51	10,89
1974	12,92	11,11	13,59	16,46	13,79
1975	15,45	13,47	16,34	19,64	16,13
1976	20,25	19,19	21,00	25,96	20,23
1977	26,83	27,66	26,27	35,12	25,30
1978	34,28	37,55	34,59	45,58	33,61
1979	51,13	54,11	52,56	62,40	51,49
<b>1980</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>
1981	176,10	192,19	176,62	184,82	173,39
1982	339,54	366,64	381,38	351,56	358,13
1983	1.090,60	934,26	1.164,69	828,10	-
1984	3.492,67	2.880,82	3.572,40	2.354,50	-
1985	11.728,38	8.929,58	12.409,81	-	-
1986	25.824,05	21.507,63	28.403,81	-	-
1987	74.195,76	60.799,65	28.403,12	-	-
1988	495.832,58	383.743,64	77.693,49	-	-
1989	5.376.826,79	3.887.114,72	452.189,18	-	-
1990	129.748.261,00	138.817.175,38	-	-	-
1991	770.084.267,61	1.172.739.386,51	-	-	-
1992	8.512.449.457,33	11.422.737.118,78	-	-	-
1993	166.614.248.559,76	273.831.409.199,40	-	-	-
1994	3.305.895.757.913,95	3.812.756.055.797,89	-	-	-

FONTES: *Boletim do Banco Central do Brasil, Conjuntura Econômica-FGV, International Financial Statistics - FMI, Banco Mundial (1990), Brandão e Carvalho(1989), Bergsman e Malan (1970) e Dados da pesquisa.*

equilíbrio estimada no presente trabalho tomando-se como base preceitos relacionados à PPC e utilizando um MCE, com base no período 1972/94, segundo metodologia apresentada no Apêndice; b) TCEBM — taxa de câmbio de equilíbrio calculada por Bergsman e Malan (1970) segundo o critério de aproximação da PPC; c) TCEBC — taxa de câmbio de equilíbrio calculada por Brandão e Carvalho (1989); e d) TCEBMU — taxa de câmbio de equilíbrio calculada pelo Banco Mundial (1990), que estende a série estimada por Brandão e Carvalho (1989).

No gráfico a seguir são indicadas as tendências da taxa de câmbio real empregando o câmbio nominal oficial (TCRO) e taxa real estimada (TCRMCE) na presente análise. Dado que a taxa estimada obedece aos preceitos da PPC e utilizando-se o procedimento do MCE, tem-se uma indicação de que a política cambial brasileira, baseada estritamente na correção da taxa nominal de câmbio, admite um nível superior ao da taxa de câmbio oficial. Isso sugere que para compensar alterações nos níveis agregados de preços relativos do país e de seu principal parceiro comercial, os Estados Unidos, seria necessário manter a taxa de câmbio real a um nível inferior, particularmente na primeira metade da década de 90.



### 3 - Dados

Os dados utilizados para calcular as taxas de proteção nominal compreenderam médias anuais de preços recebidos pelo produtor. Esses preços recebidos constituem-se em valores médios compreendendo as principais regiões produtoras, sendo coletados junto aos periódicos *Suma Econômica* e *Conjuntura Econômica*, ambos da FGV, e complementados por dados apresentados pelo Banco Mundial (1990). Os dados do mercado internacional foram coletados junto ao *International Financial Statistics*, vários anos, do FMI e complementados por dados apresentados pelo Banco Mundial (1990).

Os dados empregados na determinação de MCEs apresentados no Apêndice para indicar os níveis da taxa de câmbio nominal, que obedece à regra da PPC absoluta, compreenderam séries quadrimestrais da taxa de câmbio oficial definida em cruzeiros/dólares norte-americanos, um índice de preço doméstico (índice de preço ao atacado, DI, mostrado no periódico *Conjuntura Econômica*, da FGV) e o índice de preço ao atacado dos Estados Unidos para o período 1972-1/1994-4, apresentado no *International Financial Statistics*, do FMI, vários números. Nos procedimentos estatísticos utilizados, essas variáveis foram consideradas nos logaritmos neperianos do valor observado.

### 4 - Resultados de taxas de proteção implícita: açúcar, soja, arroz e trigo

Os resultados apresentados nas Tabelas 2 e 3 indicam os valores da taxa de proteção implícita para os produtos agrícolas analisados, considerando-se cinco subperíodos para a análise do açúcar, soja e arroz e os quatro últimos subperíodos para a análise do trigo (desde que não se disponha de dados compatíveis para o cômputo das taxas de proteção para o referido produto no primeiro subperíodo). A escolha dos subperíodos para a análise até 1988 foi feita com o objetivo de tornar os resultados obtidos no presente trabalho comparáveis com os apresentados pelo Banco Mundial (1990) apresentados na Tabela 4. No período posterior ao marco das reformas comerciais, o critério utilizado para a subdivisão relacionou-se particularmente às mudanças implementadas na forma de condução da política comercial e cambial, sendo que os anos de 1988 e 1990 podem ser tomados como dois grandes marcos dessas mudanças.

De maneira geral, o processo de liberalização comercial brasileiro tem envolvido rodadas sucessivas de redução nas tarifas aduaneiras, uma diminuição do número de produtos com emissão de guia de importação suspensa e o fim da incidência de tributos nas importações tais como o Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) e a Taxa de Melhoramento de Portos (TMP). No contexto das exportações agrícolas, o ICMS constitui-se no principal tributo incidente sobre a exportação de produtos básicos e semimanufaturados [ver Burnquist (1993)]. Mudanças recentes na política tarifária redundaram na desoneração do ICMS sobre a exportação dos referidos produtos, com o objetivo de incentivar as exportações agrícolas, diminuindo o "custo-Brasil". Tal medida poderia constituir-se num aumento direto das receitas das exportações correspondente a

TABELA 2

*Taxa média de proteção implícita calculada com o câmbio oficial (TPNO)  
e com o câmbio estimado (TPNE) — 1975/94*

(Em %)

Produtos		1975/79	1980/83	1984/87	1988/90	1991/94
Açúcar	TPNO	30,03	-5,43	26,27	-38,68	-27,59
	TPNE	18,86	-2,92	24,29	-34,38	-13,43
Soja	TPNO	-18,73	-22,48	-16,50	-19,71	-15,99
	TPNE	-13,72	-16,19	-14,92	-16,23	-8,28
Arroz	TPNO	-30,08	-33,68	-24,55	-30,89	-37,03
	TPNE	-22,06	-24,29	-21,99	-26,89	-19,97

FONTE: Dados secundários do Bacen e valores estimados na pesquisa.

OBS.: Os preços domésticos são em nível de produtor.

TABELA 3

*Taxa média de proteção implícita calculada com o câmbio oficial (TPNO)  
e com o câmbio estimado (TPNE) — 1982/94*

(Em %)

Produto		1982/83	1984/87	1988/90	1991/94
Trigo	TPNO	59,30	59,88	-2,99	-4,44
	TPNE	43,56	54,11	-3,83	-2,31

FONTE: Dados secundários do Bacen e valores estimados na pesquisa.

OBS.: Os preços domésticos são em nível de produtor.

um incremento médio de cerca de 13% nos preços para os exportadores com a desoneração do tributo (conforme medida implementada em setembro de 1996).

Segundo resultados obtidos por Lício (1994), a carga tributária agregada de ICMS sobre a exportação agrícola corresponde a 11,56% quando calculada “por dentro” ou 13%, “por fora”. A redução tarifária média sobre a importação de produtos agrícolas ao longo do período 1988/93 alcançou um valor médio de 27%, conforme Kume (1995). As tendências da política cambial discutidas no item anterior reforçam a consideração da escolha dos períodos para a subdivisão, particularmente em função de que o nível da taxa de câmbio em 1988 tem sido considerado como um nível de equilíbrio relativo, tendo em conta o equilíbrio do balanço de conta corrente alcançado nesse ano.

Na Tabela 2 verifica-se que os resultados relativos à taxa de proteção implícita calculada para a soja são bastante diferentes dos valores obtidos para o açúcar, ainda que ambos sejam produtos de exportação. A soja apresenta valores negativos relativamente elevados, independente do câmbio utilizado para o cálculo, o que sugere que a taxação implícita relacionada a esse produto deve-se mais às políticas comerciais do que à política cambial ao longo do período analisado, tomando-se, para simplificar, todos os outros fatores relacionados como dados (e.g., políticas específicas ao produto ou ao setor agrícola).

Os resultados calculados para o trigo mostram que esse produto tem recebido um tratamento oposto ao da grande maioria dos produtos agrícolas, aparentemente relacionado aos efeitos decorrentes da forma de condução das políticas comerciais, apresentando taxas de proteção positivas até 1989, independente da taxa de câmbio utilizada para o seu cálculo. No caso do arroz, têm-se indicações de que a caracterização do produto como doméstico pode ser atribuída a políticas específicas ao setor, uma vez que as taxas nominais de proteção são sempre altas e negativas ao longo de todo o período analisado.

Uma indicação importante desses resultados é a de que, se a política de câmbio na economia brasileira tivesse seguido a "regra estrita" da PPC, os níveis de taxação implícita apresentados para os produtos agrícolas, bem como o nível de subsídio implícito apresentado para o trigo e para o açúcar (esse último na segunda metade da década de 70), seriam todos relativamente menores aos valores obtidos quando se utiliza o câmbio oficial (ou seja, o que predominou efetivamente na economia) no cômputo da taxa de proteção implícita. A compensação requerida para eliminar a taxação implícita, particularmente para os produtos de exportação, no último subperíodo analisado (período 1991/94), seria praticamente reduzida pela metade, conforme indicado pelos valores das taxas médias calculadas de proteção implícita relativa.

Verifica-se que o valor mais elevado alcançado pela taxa média de proteção implícita calculada como o câmbio oficial nos dois últimos subperíodos, 1988/90 e 1991/94, que envolvem a implementação do processo de liberalização comercial, alcança níveis de 38,68% (TPNO, 1988/90) contra 34,38% (TPNE, 1988/90) e 27,59% (TPNO, 1991/94) contra 13,43% (TPNE, 1991/94) para o açúcar. No caso da soja, tem-se para o primeiro subperíodo (1988/90), um valor de 19,71% com o câmbio oficial contra 16,23% com o câmbio estimado. No segundo subperíodo (1991/94), tem-se uma diferença mais acentuada relacionada a esse produto, ou seja, 15,99% de taxação implícita obtida com cálculos envolvendo o câmbio oficial contra 8,28% quando o câmbio estimado é utilizado no cálculo da taxa de proteção implícita.

Os resultados obtidos pelo Banco Mundial (1990) apresentados na Tabela 4 mostram-se coerentes com os obtidos no presente trabalho, indicando um nível relativamente alto de taxação implícita para os produtos agrícolas de exportação/industrializáveis como a soja (e açúcar para o período disponível) ao longo de todo o período analisado (1970/87). Uma única exceção relaciona-se ao arroz, cujos níveis de taxação implícita calculados pelo Banco Mundial mostram-se bem inferiores aos apresentados na Tabela 2, sendo maiores nos primeiros anos da década de 70, tendo-se reduzido bastante em períodos posteriores.

TABELA 4

*Taxa média de proteção implícita calculada pelo Banco Mundial: Brasil — 1970/88*

(Em %)

Produtos	Regiões	1970/73	1974/79	1980/83	1984/88	1970/88
Soja	S	-30	-25	-26	-29	-27
Arroz	S/SE	-15	-8	-5	-5	-8
Trigo	S	28	14	19	17	19
Açúcar	SE	-	-	-	-16	-

FONTE: Relatório do Banco Mundial (1990).

OBS.: Os preços domésticos são em nível de produtor.

## 5 - Conclusões

O trabalho procurou identificar sinais de que as medidas de liberalização comercial que vêm sendo implementadas na economia brasileira desde 1988 podem reduzir ou reverter o quadro de taxaço implícita para a agricultura, já retratado em vários estudos desde meados da década de 60 até a década de 80, considerando-se os preços praticados no mercado doméstico e internacional. Os efeitos sobre os produtos de exportação foram analisados considerando-se a soja e o açúcar, particularmente em função da relativa transparência de funcionamento dos mercados desses produtos. Os produtos agrícolas importáveis foram representados pelo trigo e arroz.

Os resultados obtidos sugerem que o quadro de taxaço implícita não mostra sinais de reversão de tendência quando se comparam os níveis relativos das taxas médias de proteção implícita calculados para os subperíodos anteriores a 1988 e os subperíodos posteriores a esse ano. No caso do trigo, um produto importável, os resultados mostraram-se ainda menos favoráveis, tendo-se obtido indicações de taxaço implícita somente a partir do período pós-1988.

Uma indicação importante refletida pelos resultados é a de que a taxa de câmbio, seguindo uma tendência determinada estritamente pela regra da PPC, relaciona-se a níveis de taxaço implícita para os produtos agrícolas, bem como o nível de subsídio implícito apresentado para o trigo e o açúcar (este último na segunda metade da década de 70) é relativamente menor do que o calculado com o câmbio oficial. Os resultados sugerem que a compensação requerida para eliminar a taxaço implícita, particularmente para produtos de exportação, como a soja e o açúcar, seria praticamente reduzida pela metade ao longo do último subperíodo analisado (1991/94) se a política cambial seguisse a regra estrita dada pela PPC. Isso permite concluir que a política cambial vem sendo conduzida de forma a manter a discriminação contra o setor agrícola.

Com relação às alterações nas políticas comerciais, têm-se indicações de que o seu efeito para reverter o quadro de taxaço implícita dos produtos agrícolas analisados é

relativamente menos expressivo, dado que os valores relativos calculados para os subperíodos anteriores a 1988 e posteriores a esse ano não mostram alterações expressivas, mantendo-se o mesmo valor da taxa de câmbio.

## Apêndice

### A.1 - O longo prazo: análise de co-integração e MCE para o modelo de determinação da taxa de câmbio segundo a PPC

#### A.1.1 - Conceitos básicos — estacionariedade, raiz unitária e co-integração

Um dos objetivos da presente pesquisa foi obter uma estimativa do *nível de equilíbrio de longo prazo* para a taxa de câmbio implícita, com base em dados da economia brasileira, considerando-se que a regra que determina esse nível é dada estritamente pela teoria da PPC absoluta. Antes de apresentar os aspectos metodológicos dessa etapa do trabalho, considera-se importante destacar a forma diferenciada com que a questão foi aqui tratada com relação a outros trabalhos semelhantes já realizados nessa mesma linha de pesquisa, utilizando dados da economia brasileira. Dentre esses, ressaltam-se os trabalhos apresentados por Rossi (1990) e por Zini e Cati (1991).

Inicialmente, é interessante ressaltar que os trabalhos citados testaram a hipótese de que a PPC *poderia explicar* o comportamento de longo prazo da taxa de câmbio real no Brasil, tendo-se chegado à conclusão de que a relação preconizada pela teoria não seria apropriada (ou completa) para explicar o comportamento dessa variável ao longo do período da análise, ainda que o regime de política cambial adotado no país tenha sido identificado como o de manutenção da taxa de câmbio real constante. Esse processo vinha sendo operacionalizado através de um esquema de minidesvalorizações da taxa de câmbio implícita, até o Plano Real, sendo que a partir desse plano passou-se a adotar uma política de bandas cambiais para o câmbio. Dessa forma, é razoável considerar que as pesquisas conduzidas pelos referidos autores relacionam-se mais diretamente à abordagem “positiva”, desde que foram voltadas à verificação de que o nível de equilíbrio seguido no longo prazo pela taxa de câmbio na economia brasileira poderia ser explicado pela teoria da PPC.

Na presente pesquisa adotou-se uma posição intermediária a qualquer abordagem normativa ou positiva. Isto quer dizer que se procurou, através da análise das características das séries temporais das variáveis que determinam uma relação da PPC absoluta, estimar um nível da taxa de câmbio implícita que validasse a teoria da PPC. Essas variáveis compreendem um índice de preço para a economia doméstica, um índice de

preços para a economia externa e a taxa de câmbio implícita. Outro aspecto que diferencia a presente pesquisa das mencionadas anteriormente refere-se à ressalva levantada por Yarbrough e Yarbrough (1988), quanto à relação de causalidade entre as variáveis. Segundo esses autores, a relação especificada pela PPC absoluta não pressupõe *a priori* o sentido de causalidade entre as variáveis. No presente trabalho isso é levado em consideração, de forma diversa ao tratamento seguido por outros autores, tendo-se utilizado um teste de co-integração segundo o método proposto por Johansen (1988), cuja vantagem com relação a outros envolve a questão de que este não requer a especificação prévia da causalidade entre as variáveis incluídas numa relação econômica.

A identificação das regularidades na série do câmbio foi realizada tomando-se como base um esquema apresentado por Engle e Yoo (1987), segundo o qual uma série temporal pode ser decomposta em termos de *tendências determinísticas*, *tendências estocásticas* (ou processos de raiz unitária) e *componentes aleatórios* (cujos coeficientes decrescem à medida que aumenta o número de períodos de tempo que compõem a série). Uma forma de determinar as regularidades das séries é pela análise das propriedades desses componentes.

Os componentes de tendência, caracterizados na forma de tendências determinísticas e estocásticas, determinam a possibilidade de não-estacionariedade das séries. Segundo Campbell e Perron (1991), uma série temporal pode ser considerada, de forma simplificada, como a soma de um componente de tendência determinística e um componente estocástico (ou "função-ruído"). Nesse caso, a hipótese da existência de uma raiz unitária (componente estocástico) pode determinar a não-estacionariedade da série, ainda que a especificação da tendência determinística seja crucial para testar tal hipótese.

O teste para estacionariedade desenvolvido por Fuller (1976) admite que todos os componentes determinísticos são extraídos antes de se proceder à análise do componente estocástico das séries. Tais séries são denominadas homogêneas (ou seja, são não-estacionárias em função apenas do componente estocástico). Somente séries dessa natureza podem se tornar estacionárias, eliminando o problema da raiz unitária pela diferenciação.

Granger e Newbold (1986) atentaram para o fato de que diversas séries temporais exibem características de processos de integração de primeira ordem  $I(1)$ , indicando a presença de raiz unitária. Esses autores verificaram ainda que as regressões em nível, com processos integrados de primeira ordem, podem captar relações espúrias, a menos que alguma relação econômica sustente a existência da co-integração entre as variáveis.

Co-integração, por sua vez, descreve a situação em que séries temporais individuais são integradas, mas a sua combinação linear tem ordem de integração inferior a cada uma das séries individuais consideradas. O teste de co-integração requer, portanto, a determinação prévia da ordem de integração das variáveis, ou seja, o número de raízes unitárias. Os procedimentos para a verificação da existência de raízes unitárias têm sido objeto de diversos estudos discutidos por Hendry (1987), Campbell e Perron (1991), entre outros. Dentre os procedimentos apresentados, tem-se que os de Fuller (1976), complementados pelos de Dickey e Fuller (1979), tornaram-se os mais comumente utilizados.

Uma forma simplificada de apresentar os conceitos implícitos a esses testes para a existência de raiz unitária e co-integração das séries temporais pode ser feita empregando um modelo de auto-regressão simples AR(1) dado por:

$$x_t = \alpha x_{t-1} + e_t \quad (\text{A.1})$$

sendo que  $e_t$  é um processo ruído branco, com média zero e variância constante.

Nessa relação, se  $\alpha < 1$ , tem-se que  $x_t$  caracteriza-se como um processo estacionário. Se  $\alpha = 1$ , considera-se  $x_t$  como um processo integrado que não tende a convergir a um patamar de longo prazo ao longo do tempo. A ordem de integração de uma variável diz respeito ao número de vezes que a série deve ser diferenciada em função do número de raízes unitárias (tomando-se diferenças do tipo  $x_t - x_{t-1}$ ), de forma a tornar-se estacionária. Admite-se, conforme discutido anteriormente, que quaisquer tendências determinísticas foram previamente excluídas. É importante atentar, no entanto, para a possibilidade de que informações de longo prazo venham a ser perdidas pela simples diferenciação das séries. Nesse caso, sugere-se a representação de um modelo com as variáveis nas suas diferenças, reparametrizado de forma a incluir vetores das relações de co-integração que reincorporam as “informações de longo prazo”. Essa forma define o MCE empregado nesta pesquisa.

O teste para raízes unitárias utilizado neste trabalho foi o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que se refere a um teste da significância estatística de  $\rho$  em regressões estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com todas as séries nos logaritmos neperianos. Esse teste pode ser expresso pela seguinte equação:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta_1 t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (\text{A.2})$$

onde  $n$  é o número de defasagens incluídas para tornar  $e_t$  ruído branco.

As considerações já apresentadas reúnem os conceitos necessários para definir apropriadamente co-integração. Uma forma bastante simplificada de proceder à definição do conceito consiste na consideração de que duas séries temporais,  $x_t$  e  $y_t$ , são co-integradas tal que: *a)* cada série é integrada de primeira ordem; e *b)* existe uma combinação linear dessas séries temporais que são integradas de ordem zero.

De uma forma mais específica, Engle e Granger (1987) definiram co-integração como se existisse uma constante  $A$ , que compõe a relação de tal forma que:

$$z_t = x_t - A y_t \quad (\text{A.3})$$

sendo que  $z_t$  representa uma série estacionária e  $A$  é o parâmetro de co-integração.

Portanto, a idéia básica da co-integração consiste numa combinação linear de séries temporais que individualmente são não-estacionárias e tornam-se estacionárias quando combinadas. Variáveis co-integradas podem também ser definidas como aquelas que

tendem a convergir a um patamar comum no longo prazo. Um requisito para a existência de co-integração entre variáveis é que elas sejam integradas de mesma ordem.

Engle e Granger desenvolveram um teste de co-integração e um estimador eficiente de dois estágios para os vetores de co-integração. Campbell e Perron (1991) afirmam, no entanto, que a utilização de uma metodologia envolvendo uma única equação, conforme proposta por Engle e Granger, pode não ser a mais indicada quando se trabalha com um modelo de auto-regressão vetorial (VAR), desde que possa existir mais de um vetor de co-integração entre as séries que compõem tal vetor.

Campbell e Perron (1991) indicaram uma limitação na condução do teste proposto por Engle e Granger, relacionada à necessidade de realizar uma especificação *a priori* das variáveis a serem consideradas endógenas e as exógenas. Esse argumento procede, desde que existam contextos analíticos em que o teste de co-integração envolva variáveis para as quais não exista necessariamente uma relação de causalidade estabelecida. Como o resultado do teste de Engle e Granger é sensível à forma de especificação das equações, em termos de quais variáveis são tomadas como exógenas ou endógenas, tem-se considerado atrativa a possibilidade de conduzir testes de co-integração que não requeiram a determinação prévia de relações de causalidade. Isso justifica, por exemplo, a preferência pelo emprego de um procedimento alternativo para o teste de co-integração, conforme proposto por Johansen (1988), em que a especificação do sentido de causalidade entre as variáveis é dispensada.

### A.1.2 - O procedimento de Johansen para co-integração

O procedimento de Johansen (1988) para testar a co-integração é apresentado nesta subseção, considerando-se importante destacar que o procedimento aplica estimativas de máxima verossimilhança para processos VARs, admitindo que os resíduos são gaussianos, de forma que  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ .

Neste trabalho, conduzido para a verificação da existência de co-integração entre as variáveis que compõem o modelo da PPC, por exemplo, considera-se um vetor  $n \times 1$ , composto pelas três séries temporais das variáveis envolvidas na relação estipulada pelo modelo  $[x_t = (tc_t, ipab_t, ipaus_t)]$ , pressupondo-se que todas são  $I(1)$ , ou seja, não-estacionárias. O vetor pode ser representado da seguinte forma:

$$x_t = \alpha + \Pi_1 x_{t-1} + \Pi_2 x_{t-2} + \dots + \Pi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (A.4)$$

O procedimento de Johansen para testar co-integração baseia-se na seguinte versão reparametrizada de um modelo VAR ( $p$ ):

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \Pi x_{t-1} + \mu + \Phi D_t + e_t \quad (A.5)$$

onde:

$$\Gamma_i = -(\Pi_{i+1} + \dots + \Pi_p) \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, p-1 \quad \text{e} \quad \Pi = I - (\Pi_1 + \dots + \Pi_p)$$

com  $e_t \sim \Pi D(0, \sum)$  e  $E(e_t e_t') = 0$  para qualquer  $t$  diferente de  $s$ ;  $D_t$  são *dummies* sazonais;  $x_t$  é um vetor com  $n$  variáveis; e  $\Pi = \alpha \beta'$ , com  $\alpha$  e  $\beta$  sendo matrizes  $n \times r$ , onde  $n$  é o número de variáveis incluídas no modelo e  $r$  é o posto da matriz  $\Pi$ . Os parâmetros do modelo são obtidos, conforme já foi discutido, através da maximização da função de verossimilhança.

O método de Johansen estima o *rank* (posto) da matriz  $\Pi$ . Considera-se que o *rank* de  $\Pi$  é igual ao número de vetores de co-integração linearmente independentes. Admite-se que  $\Delta x_t$  é um vetor estacionário,  $x_t$  é um vetor não-estacionário e que os vetores resultantes da combinação dada por  $\beta' x_t$  são estacionários. O teste de co-integração admite duas formas: o teste traço e o teste do máximo autovalor:

$$\text{Teste traço} = -T \sum_{i=v+1}^p \ln(1 - \lambda_i) \quad (\text{A.6})$$

onde  $\lambda_i$  é o  $i$ -ésimo autovalor.

Johansen demonstrou também que a estatística de verossimilhança, cuja hipótese nula é definida por  $H_0$ :  $\text{rank}(\Pi) = r$ , é denominada teste do máximo autovalor, sendo definida como:

$$\text{Teste do máximo autovalor} = -T \ln(1 - \lambda_{v+1}) \quad (\text{A.7})$$

Quando as séries temporais incluem um componente sazonal, variáveis *dummies* devem ser incluídas na regressão de forma apropriada a captar esse efeito. Adicionalmente, se existir uma tendência estrutural nas séries originais, uma variável de tendência deve ser incorporada à parte não-estocástica do processo VAR. Johansen e Juselius (1990) calcularam os valores críticos para ambos os testes e sugeriram que o teste do máximo autovalor é mais poderoso que o teste traço [ver Blumenschein (1995)].

Segundo Kasa *apud* Blumenschein (1995), o teste traço terá um poder maior quando os  $\lambda_i$  forem distribuídos uniformemente. Por outro lado, o teste do máximo autovalor oferece melhores resultados quando os  $\lambda_i$  forem muito pequenos ou muito grandes.

### A.1.3 - O MCE

A constatação da existência de relações de co-integração tem implicações para a especificação dos modelos das relações dinâmicas entre as variáveis envolvidas. O MCE é uma especificação particular do modelo VAR, reparametrizado de forma a incorporar (ou expressar) os componentes de longo prazo que foram perdidos no processo de diferenciação.

Segundo Robertson e Orden (1990), quando as variáveis que compõem um modelo dinâmico são co-integradas, o MCE provê estimativas mais eficientes dos parâmetros que as obtidas empregando-se a representação do VAR com as variáveis em nível (ou seja, sem diferenciar). O modelo VAR em diferenças, por sua vez, ignora informações sobre os níveis das séries, podendo ser considerado como uma especificação errônea.

A avaliação da dinâmica do MCE considera a restrição de um nível comum de equilíbrio de longo prazo. O critério para incorporar esse componente do processo que gera a série temporal consiste na imposição de restrições sobre as interações no contexto de um sistema de equações de auto-regressão com as séries temporais das variáveis expressas em suas primeiras diferenças, através da inclusão dos vetores de co-integração. Esses, por sua vez, constituem-se nas relações determinadas entre as variáveis co-integradas, defasadas em um período de tempo. Em essência, o MCE permite uma reparametrização do modelo VAR, considerando relações de longo prazo entre as variáveis.

### A.1.4 - Testes de integração — resultados

O teste de integração foi realizado para as variáveis incluídas nas estimativas do modelo da PPC antes de aplicar a análise de co-integração, tendo em vista analisar as características de estacionariedade das séries. O teste ADF foi utilizado neste trabalho para investigar a significância estatística da hipótese nula da raiz unitária  $I(1)$ . Os resultados dos testes ADFs ( $\tau_r$ ) para raiz unitária são apresentados na Tabela A.1. Eles mostram que as três séries analisadas — taxa de câmbio oficial (TC), índice de preço ao atacado para o Brasil (Ipab) e índice de preço ao atacado nos Estados Unidos (Ipaus) — apresentam apenas uma raiz unitária. Os baixos valores da estatística ( $\tau_r$ ) apresentados para os modelos com as variáveis em nível indicam a existência de pelo menos uma raiz unitária, desde que a hipótese nula não seja rejeitada. O valor estatisticamente significativo para as variáveis na primeira diferença confirma que as séries são integradas de primeira ordem, ou seja, possuem apenas uma raiz unitária.

TABELA A.1

Teste ADF para raiz unitária: taxa de câmbio (TC), índice de preço ao atacado dos Estados Unidos (Ipaus) e índice de preço ao atacado para o Brasil (Ipab) — 1972-1/1991-4

Variáveis	$\tau_\tau$	Q(18)
LTC	0,22(4)	15,68
LPAUS	-2,38(4)	16,58
LPAB	-0,09(4)	10,32
$\Delta$ LTC	-5,03*(1)	14,86
$\Delta$ LPAUS	-3,70*(2)	11,84
$\Delta$ LPAB	-4,27*(2)	13,52

FONTE: Dickey (1975).

\*Valor significativo ao nível de 5%.

### A.1.5 - Resultados do teste de Johansen para co-integração

Os testes estatísticos do método de Johansen para a determinação do número de vetores de co-integração no modelo multivariado ( $n = 3$ ) compreendem o teste traço e o teste do máximo autovalor. Esses testes devem ser precedidos não apenas da constatação de que as variáveis são não-estacionárias como também de que o grau de integração é o mesmo para as variáveis testadas simultaneamente. Além disso, é importante determinar-se, *a priori*, o número de variáveis ou *lags* ( $p$ ) a ser incluído em cada VAR.

A verificação do número de *lags* a ser considerado foi realizada a partir de  $p = 4$  defasagens, sendo que os dados correspondem a séries trimestrais. O teste Akaike indicou ser apropriada a utilização de apenas uma defasagem; adotou-se, portanto, o valor de  $p = 1$  para compor os VARs. Na Tabela A.2, no entanto, os resultados são apresentados para  $p$  reduzindo-se de três a uma defasagem para fins ilustrativos.

A abordagem de Johansen torna essencial tratar tendências determinísticas com bastante cautela, uma vez que os valores críticos do teste dependem das características de tendência dos dados. Esses valores são determinados pressupondo-se que a *drift* das tendências omitidas são nulas ou não-nulas. A realização do teste traço parte da hipótese nula de que o número de vetores co-integrados é dado por  $r \leq n-1$  (tendo como alternativa a  $H_1: r = n$ ). Na análise conduzida têm-se três variáveis no sistema ( $n = 3$ ), se a hipótese nula é rejeitada, aceita-se a hipótese alternativa de que o número de vetores co-integrados é igual a  $r = 3$ . Se o teste resulta não-significativo, aceita-se a hipótese nula de que o número de vetores co-integrados pode ser menor ou igual a dois ( $r \leq 2$ ), e assim por diante. O teste do máximo autovalor testa a hipótese nula de que o *rank* ( $\Pi$ ) =  $r$  contra a

TABELA A.2

Resultados do teste de Johansen: VARs multivariados do modelo da PPC para a taxa de câmbio de equilíbrio ( $n = 3$ ) — teste traço e teste do máximo autovalor

Teste traço				
$H_0$	$p = 1$	$p = 2$	$p = 3$	5%(NS)
$r \leq 2$	3,592	4,033	4,173	9,24
$r \leq 1$	21,484*	15,684*	16,526	19,96
$r \leq 0$	92,457*	31,912*	37,597*	34,91
Teste do máximo autovalor				
$H_0$	$p = 1$	$p = 2$	$p = 3$	5%(NS)
$r = 2$	3,592	4,033	4,173	9,24
$r = 1$	17,893*	11,651	12,354	15,67
$r = 0$	70,972*	16,227	21,071	22,00

FONTE: Dados de pesquisa.

NOTA: Os valores críticos das estatísticas são da Tabela 2 de Osterwald-Lenum (1992).

\* Indica significância ao nível de 5%.

$p$  = número de defasagens no VAR.

hipótese alternativa de que o  $rank(\Pi) = r + 1$ . Na Tabela A.2 apresentam-se os resultados dos testes traço e do máximo autovalor realizados na presente análise.

#### Abstract

Several studies have been developed to evaluate the impact of changes related to the trade liberalization process on the industrial sector in the Brazilian economy. This study evaluates the impacts of the rate of nominal protection for tradable agricultural products. For that purpose, domestic and external prices are compared using the official nominal exchange rate, and an estimate based on the theory of Purchasing Power Parity (PPP). The results suggest that the way in which trade liberalization has been conducted in Brazil inhibited the reduction of implicit taxation for agricultural products. The importance of looking for ways to implement a more integrated and equilibrated inter-sectoral development is emphasized.

## Bibliografia

- BACEN. *Boletim do Banco Central do Brasil*, vários números.
- BACHA, C. J. C., ROCHA, M. T. Aumenta a participação da agropecuária no PIB brasileiro. *Revista Preços Agrícolas*, Cepea/Esalq/USP, Ano 11, n. 124, fev. 1997.
- BANCO MUNDIAL. *Brazil: trend policy*. May 1990 (Report, n. 7765-BR).
- BERGSMAN, J., MALAN, P. A estrutura da proteção industrial no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 24, n. 2, p. 97-114, jan./mar. 1970.
- BLUMENSCHNEIN, F. A integração do mercado financeiro brasileiro durante o período 1978/90. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 3, p. 449-478, dez. 1995.
- BRANDÃO, A. S. P., CARVALHO, J. L. Uma estimativa da taxa de câmbio de equilíbrio de livre comércio para o Brasil, 1960-83. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 43, n. 1, p. 3-18, jan./mar. 1989.
- BURNQUIST, H. L. (coord.). *Liberalização comercial: um fator de desenvolvimento do setor agrícola brasileiro*. Brasília: IPEA, 1993 (Estudos de Política Agrícola, 14). Projeto Pnud - BRA/91/014-Bird 2727.BR.
- CAMPBELL, J. Y., PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. *NBER Macroeconomics Annual*, Princeton University and CRDE, p. 141-201, 1991.
- CORDEN, W. M. The structure of a tariff system and the effective protective rate. *Journal of Political Economy*, v. 74, p. 221-237, 1966.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of estimates for autoregressive time series with unit root. *Journal of American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- ENGLE, D., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- ENGLE, R. F., YOO, B. S. Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, v. 35, p. 143-159, 1987.
- FGV. *Conjuntura Econômica*, vários números.
- FMI. *International Financial Statistics*. Yearbook, vários tópicos.
- FULLER, W. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley & Sons, 1976.
- GALE, J. D. *Trade liberalization and other desirable agricultural policies*. Seminário Internacional de Política Agrícola. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola, 26 a 28 de outubro de 1988.

- GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. *Forecasting economic time series*. San Diego, California: Academic Press Inc., 1986.
- HENDRY, D. F. Econometric methodology: a personal perspective. In: BEWLEY, T. F. (ed.). *Advances in econometrics II*. Cambridge: Cambridge University Press, 1987.
- HOMEM DE MELO, H. *A competitividade brasileira no mercado internacional de produtos agrícolas*. Brasília, PNPE, 1991, 88 p. (Cadernos de Economia, 10).
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with application to the demand for money. *Bulletin*, v. 52, p. 169-210, 1990.
- KASA, K. Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics*, v. 29, p. 95-124, 1992.
- KUME, H. A liberalização das importações de produtos agrícolas: a experiência dos anos 90. In: TEIXEIRA, E. C., AGUIAR, D. R. D. (eds.). *Comércio internacional e comercialização agrícola*. Seminário Internacional de Política Agrícola. Viçosa (MG): UFV, maio de 1992, Impr. Univ., 1995, 329 p.
- LÍCIO, A. M. (coord.). *Políticas agrícolas e o comércio mundial*. Brasília: IPEA, 1994, 141 p. (Estudos de Política Agrícola, 7). Projeto Pnud - BRA/91/014-Bird 2727.BR.
- OLIVEIRA, J. C. Incidência da taxação implícita sobre os produtos agrícolas no Brasil: 1950/74. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, ago. 1984.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, 1992.
- PHILLIPS, P., OULARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, v. 58, p. 165-193, 1990.
- ROBERTSON, J. C., ORDEN, D. Monetary impacts on prices in the short and long run: some evidence from New Zealand. *American Journal of Agricultural Economics*, p. 160-170, Feb. 1990.
- ROE, T., GREEN, D. *The estimation of a shadow equilibrium exchange rate: a direct method*. Department of Agricultural and Applied Economics, Oct. 1986 (Staff Paper Series, p. 45-86).
- ROSSI, J. W. *Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, dez. 1990 (Texto para Discussão, 206).
- SAVASINI, J. A. A. *et alii*. *O sistema brasileiro de promoção às exportações*. São Paulo: Fipe/USP, jul. 1974 (Trabalho para Discussão, 11).

YARBROUGH, B. V., YARBROUGH, R. M. *The world economy: trade and finance*. Chicago: The Dryden Press, 1988.

ZINI Jr., A. A., CATTI, R. C. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 349-374, ago.1991.

ZOCKUN, M. H. G. P. (coord.). *A agricultura e a política comercial brasileira*. São Paulo: Instituto de Pesquisa Econômica (IPE), 1976.

*(Originais recebidos em novembro de 1996. Revistos em abril de 1997.)*