

# ARTIGOS

*ARTICLES*

# O COMÉRCIO BILATERAL ENTRE O JAPÃO E AS ECONOMIAS DA AMÉRICA LATINA, UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO COM QUEBRA ESTRUTURAL

**Leonardo Baptista Correia**

Doutorando em Economia de Empresas pela Fundação Getúlio Vargas de São Paulo (FGV-SP). Mestre em Economia Aplicada pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo de Ribeirão Preto (FEA-USP-RP). Professor de Economia na Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC-SP).  
*E-mail:* lbcorreia@pucsp.br

**Silvio Miyazaki**

Doutor em Economia de Empresas pela Fundação Getúlio Vargas de São Paulo (FGV-SP). Professor de Economia na Escola de Artes, Ciências e Humanidades da Universidade de São Paulo (EACH-USP).  
*E-mail:* symiyazaki@usp.br

## Resumo

Visando aumentar as trocas comerciais com a América Latina, o Japão tem firmado acordos comerciais com economias da região. Nesse contexto, o presente estudo tem como objetivo conduzir uma análise de cointegração para os fluxos comerciais entre o Japão e as quatro economias mais importantes da região: Argentina, Brasil, Chile e México, utilizando a abordagem de Johansen e a de Lütkepohl, que permite lidar com quebras estruturais. Os resultados possibilitam afirmar, de acordo com a metodologia de Johansen, que somente a Argentina possui fluxos comerciais cointegrados com o Japão. Com o teste de Lütkepohl, as importações do Brasil e do Chile também cointegram. O fato de a quebra identificada se relacionar à mudança do regime cambial da Argentina e do Brasil aumenta a importância desse evento na análise do comércio internacional desses países.

**Palavras-chave:** Comércio internacional; Japão; América Latina.

## 1

## INTRODUÇÃO

Os fluxos comerciais do Japão e os seus expressivos superávits na balança comercial sempre tiveram destaque, seja em discussões na mídia ou como temas de estudos acadêmicos. Assim sendo, diferentes estudos têm sido conduzidos para analisar os fluxos comerciais japoneses, principalmente em relação aos países desenvolvidos.

Os estudos do comércio japonês com a América Latina são bem menos numerosos, apesar da emergência que as economias da região têm tido nos últimos anos. Em decorrência da atual conjuntura recessiva na Europa e nos Estados Unidos, o interesse na América Latina como mercado potencial tem aumentado.

Esse interesse se mostra mais evidente quando se observa que o Japão firmou acordos de livre comércio com o México em 2005, com o Chile em 2007, e com o Peru em 2011. Considerando o grande peso que as economias do Brasil e da Argentina possuem na região, é uma hipótese razoável avaliar que esses dois países também poderiam ser alvos de futuros acordos comerciais.

Dada a escassez de artigos analisando o comércio bilateral entre os países latino-americanos e o Japão, o objetivo deste artigo é contribuir para a ampliação dessa discussão, avaliando quais são as principais características do comércio bilateral japonês com a Argentina, o Brasil, o Chile e o México. Pretende-se verificar empiricamente quais são os principais fatores que movem o comércio com a região e quais são os principais pontos de diferença.

Será conduzida uma análise de cointegração com a metodologia de Johansen (1995) para estimar os efeitos de longo prazo no comércio bilateral entre os países. Entretanto, como ela não engloba a possibilidade de quebras estruturais nos dados e, uma vez que os países da América Latina tiveram regimes de controle de câmbio ou políticas econômicas mais intervencionistas no tocante ao comércio internacional, é relevante considerar os casos de cointegração com quebra estrutural. Essa análise também será feita no presente estudo, por meio da metodologia descrita em Lütkepohl, Saikkonen e Trenkler (2004).

## 2

### REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Os superávits comerciais do Japão, principalmente em relação aos Estados Unidos, sempre ocuparam um lugar de destaque na literatura. Foram levantados vários fatores para a existência desse superávit<sup>1</sup>. Dessa forma, a maioria dos estudos com evidências empíricas é relativa ao comércio entre esses dois países.

Na literatura, existem basicamente duas abordagens de análise: uma linha lida com estimações baseadas nos dados de comércio agregado, ou seja, sem distinção da origem e destino dos fluxos comerciais, e uma outra analisa os dados bilaterais, permitindo maior flexibilidade ao considerar as particularidades dos parceiros comerciais no modelo.

As evidências empíricas sobre o Japão não mostram uma homogeneidade, principalmente quando são consideradas as análises envolvendo os

---

1 Entre essas causas estariam hipóteses como o controle do câmbio que o Japão manteve até o Acordo de Plaza, as barreiras técnicas e fitossanitárias, a estrutura de mercado existente no Japão e até o próprio equilíbrio externo dos Estados Unidos.

dados do comércio bilateral. Por exemplo, o efeito curva  $J^2$  aparece no fluxo de comércio japonês com alguns países, mas não em outros (BAHMANI-OSKOOEE; GOSWAMI, 2004).

O trabalho de Parsley (1993) teve como objetivo analisar o impacto da taxa de câmbio sobre o preço das exportações, efeito chamado de *pass through*. Nesse estudo foi avaliado o *pass through* para as exportações japonesas no agregado e seis setores, no período de janeiro de 1980 a agosto de 1988. O trabalho não rejeita a hipótese de estabilidade (cointegração) do *pass through* para quatro setores (maquinário geral, maquinário elétrico, equipamento de transporte e têxtil), além das exportações agregadas.

Eaton e Tamura (1994) propõem um modelo gravitacional, que incorpora medidas de dotação de fatores para analisar o comércio bilateral entre Estados Unidos, Japão e países europeus. O período analisado foi entre 1985 e 1990 e as características consideradas foram: população, renda, razão terra/trabalho, nível médio de educação e região. Como resultado, o estudo conclui que o Japão é muito mais aberto às exportações norte-americanas do que os países europeus.

O trabalho de Daly (1998) analisa o impacto da volatilidade do câmbio sobre o fluxo comercial bilateral do Japão durante o período entre 1978 e 1992. Controlado por fatores que impactam o comércio, como o nível de atividade, os custos e os preços, o resultado empírico não aponta uma direção conclusiva sobre a volatilidade cambial e o comércio no Japão com os seus 14 parceiros comerciais mais importantes.

Outro trabalho para avaliar a relação entre a volatilidade do câmbio nas exportações japonesas foi conduzido por Bahmani-Oskooee e Hegerty (2008), que avaliou o impacto da volatilidade para as exportações de 117 empresas manufatureiras japonesas. Como resultado, não obteve evidências do impacto da volatilidade nas exportações manufatureiras a longo prazo.

Um teste direto para avaliar se existe o efeito da curva J para o fluxo comercial japonês foi conduzido por Kapoor e Ramakrishnan (1999). Por meio de um vetor de correção de erros (VEC) e a função de resposta ao impulso, o trabalho aponta para a existência do efeito da curva J, além de aceitar a hipó-

---

2 Curva J é referente ao efeito da desvalorização do câmbio sobre o saldo da balança comercial, onde em um primeiro momento a desvalorização do câmbio resultaria em queda do superávit e só após algum tempo os superávits seriam observados.

tese de cointegração entre o fluxo comercial agregado (exportações e importações), a taxa de câmbio real e a renda agregada.

Na linha de evidências sobre a curva J para o Japão, Bahmani-Oskooee e Goswani (2004) estimou um modelo empírico utilizando dados do comércio bilateral com os nove principais parceiros comerciais do Japão. Como resultado, o artigo somente apontou o efeito da curva J para a relação comercial entre Japão e Alemanha.

Outra proposta para a análise da existência da curva J para as exportações japonesas foi conduzida por Hsing (2005), que utiliza os dados agregados de comércio e o comércio bilateral com os Estados Unidos. Nesse artigo também existem evidências a favor do efeito da curva J no comércio internacional japonês tanto no caso agregado como no do comércio bilateral com os Estados Unidos, além de apontar para o fato de o comércio do Japão com os Estados Unidos ter uma sensibilidade à taxa de câmbio maior do que com o resto do mundo.

Hamori e Matsubayashi (2001) realizaram um estudo sobre as importações japonesas, pois era presente a pressão para que o Japão importasse mais à medida que as condições conjunturais melhorassem. Entretanto, isso somente teria efeito caso as importações fossem estáveis ou cointegassem com o nível de renda e o preço das importações. Nesse artigo, o autor analisa se as importações japonesas cointegram com o nível de renda e o preço das importações por meio da metodologia Gregory-Hansen. O resultado aponta para a aceitação da hipótese de não cointegração e, conseqüentemente, de não estabilidade das importações japonesas.

Outro artigo interessante que analisa as importações japonesas foi elaborado por Harrigan e Vanjani (2003). Nesse artigo, os pesquisadores propõem uma medida para avaliar o padrão do comércio japonês, a partir de um modelo gravitacional e de dados desagregados da indústria. Segundo o resultado do modelo, o Japão importa e exporta menos do que os outros países e o desempenho das exportações japonesas para os Estados Unidos diminuiu pela metade em relação à década de 1980. Outro resultado relevante do trabalho foi o indício de que o Japão é mais aberto às exportações dos Estados Unidos do que os Estados Unidos são em relação às exportações japonesas.

Ao analisar a literatura, observa-se a existência de um grande espaço para a condução de estudos envolvendo o comércio entre o Japão e a América Latina.

### 3

## MODELO EMPÍRICO

O modelo empírico utilizado neste trabalho segue os moldes de Hsing (2005), Bahmani-Oskooee e Goswani (2004) e Kapoor e Ramakrishnan (1999). Nesses trabalhos são realizadas estimações de um modelo de correção de erros (VEC) aos moldes de Johansen (1995) e Juselius (2006).

O VEC é utilizado neste estudo por permitir distinguir os efeitos de longo e curto prazo sobre as importações. Como condição necessária para estimar o VEC é preciso avaliar se as variáveis possuem tendência estocástica, representada por uma raiz unitária, e se existe pelo menos uma combinação linear que a cancele. O VEC a ser estimado é o seguinte:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + U_t \quad (1)$$

em que:

$\Delta Y_t$ : vetor das variáveis do modelo;

$\Pi$ : matriz que representa o componente de correção de erro;

$\Gamma_i$ : matriz de dinâmica de curto prazo.

A matriz  $\Pi$  do modelo VEC representa a relação de longo prazo entre as variáveis do sistema, e nessa matriz estão contidas as informações sobre o vetor de cointegração e a velocidade de ajuste do sistema:

$$\Pi = \alpha \beta^t \quad (2)$$

em que:

$\alpha$  = matriz de ponderação (*loading matrix*), a qual representa os parâmetros de ajuste de longo prazo;

$\beta^t$  = matriz com os vetores de cointegração.

Serão estimados dois VEC, da forma descrita na equação (1), um para importações e outro para exportações. Para o modelo das importações,  $Y_t$  é composto por:

- importações vindas do Japão para o país  $i$ ;
- produção industrial do país  $i$ ;
- taxa de câmbio real entre o país  $i$  e o Japão.

Para o modelo das exportações,  $Y_t$  é composto por:

- exportações para o Japão com origem no país  $i$ ;
- produção industrial do Japão;
- taxa de câmbio real entre o país  $i$  e o Japão.

Os dados utilizados são do período entre janeiro de 1996 e outubro de 2011. Utilizou-se a periodicidade mensal como uma solução atrativa por oferecer uma amostragem maior em um mesmo intervalo de tempo<sup>3</sup>, uma vez que não existem séries muito longas com os dados dos países da América Latina.

Os dados de comércio foram obtidos diretamente do Ministério da Economia japonês, enquanto os dados de câmbio, da produção industrial e do índice de preços foram obtidos junto aos departamentos de estatística de cada país, responsáveis pela sua divulgação<sup>4</sup>.

Os dados de produção industrial colhidos já foram dessazonalizados pelas próprias agências locais, assim como os dados dos IPC<sup>5</sup> para o cálculo do câmbio real<sup>6</sup>. O câmbio real utilizado foi construído para ser uma medida de câmbio real bilateral com o Japão, a partir da seguinte definição:

---

3 Os testes foram conduzidos no programa R e no pacote *urca*. As estimações foram conduzidas no STAMP 8.2 do Oxmetrics 6.

4 Por se tratar de muitas fontes, a citação de cada uma delas está descrita no apêndice.

5 IPC = Índice de Preços ao Consumidor.

6 Por se tratar de um ativo, não é recomendado dessazonalizar os dados da taxa de câmbio nominal e os dados de comércio foram dessazonalizados por modelos estruturais da forma como é descrito em Harvey (1989), por representar uma metodologia mais clara e direta em comparação à metodologia X-11.



$$\varepsilon_t = \frac{E_t P_t^+}{P_t} \quad (3)$$

em que:

$E_t$  = taxa de câmbio nominal indireta (unidades monetárias do país para adquirir 100 ienes);

$P_t^+$  = IPC do Japão;

$P_t$  = IPC do país.

Para estimar os VEC é necessário em primeiro lugar analisar qual é a ordem de integração das variáveis, o que é feito por meio do teste ADF de raiz unitária.

De forma bem resumida, o teste ADF é uma maneira de avaliar se uma determinada série possui uma ou mais raízes unitárias. A base desse teste é uma regressão dinâmica, ou seja, a variável dependente é regredida em função de suas defasagens. Dependendo do comportamento dos dados, é possível inserir termos que capturem a presença de uma tendência linear.

Será utilizada a metodologia descrita em Dickey e Fuller (1981) para determinar a melhor especificação do teste, a partir das três possibilidades descritas abaixo:

$$\Delta y_t = \beta_1 t + \beta_2 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \beta_2 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (6)$$

O modelo descrito pela equação (4) implica uma série com tendência linear e o *drift*. A equação (5) representa o teste somente com o *drift* e a equação (6) representa o teste ADF sem nenhum termo determinístico ou um passeio aleatório.

Abaixo, seguem a Tabela 1, com o valor crítico considerando o nível de significância de 5% para os três testes, e a Tabela 2, com o resultado dos testes para todas as variáveis, no nível e na primeira diferença.

**Tabela 1**

Valores críticos a 5% de significância para cada especificação do teste ADF

Equação do teste	Valor crítico a 5%
Eq (4)	-3,43
Eq (5)	-2,88
Eq (6)	-1,95

Fonte: Elaborada pelos autores.

**Tabela 2**

Resultados do teste ADF de raiz unitária para as variáveis

País	Variável	Nível	Defasagens	Primeira diferença	Defasagens	Equação
Brasil	Produção industrial	-0,13	2	-7,56	1	
	Exportações	0,96	2	-10,15	1	
	Importações	0,4	3	-7,5	2	
	Produção industrial	1,35	1	-9,45	1	
	Câmbio real	-0,15	1	-8,1	0	
Chile	Exportações	0,86	2	-11,3	1	3
	Importações	-0,18	2	-10,1	1	3
	Produção industrial	1,34	2	-9,55	2	3
	Câmbio real	0,27	1	-8,22	1	3
México	Exportações	0,3	2	-10,8	1	3
	Importações	0,45	1	-12,9	1	3
	Produção industrial	-2,8	6	-4,58	4	2
	Câmbio real	-0,44	1	-8,03	1	3

(continua)

**Tabela 2**

**Resultados do teste ADF de raiz unitária para as variáveis (conclusão)**

País	Variável	Nível	Defasagens	Primeira diferença	Defasagens	Equação
Argentina	Exportações	0,32	2	-11,1	1	
	Importações	-0,08	3	-10	1	
	Produção industrial	2,4	1	-5,4	2	1
	Câmbio real	0,58	0	-8,2	0	3

Fonte: Elaborada pelos autores.

Com exceção da série de produção industrial do México, onde foi utilizada a equação (5), os testes ADF foram conduzidos utilizando a especificação da equação (6)<sup>7</sup>. Esse resultado acaba tendo implicações importantes na modelagem, pois é possível modelar as séries sem a necessidade de inserir um termo de tendência linear.

Os resultados do teste ADF apontam que a primeira diferença das variáveis é estacionária, enquanto a variável em nível não o é. Isso significa que não é possível rejeitar a hipótese da existência de somente uma raiz unitária em todas as variáveis, portanto, elas possuem tendência estocástica. Como a primeira diferenciação é suficiente para transformar as variáveis em estacionárias, então é possível dizer que elas possuem a mesma ordem de integração. Esse resultado possibilita a estimação de um modelo de correção de erros, ou VEC.

## 4

### TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Na análise de cointegração multivariada, o número de relações de cointegração é determinado pelo posto da matriz  $\Pi$  da equação (1). No caso de posto cheio, ou posto completo, isso significa que as variáveis são estacionárias e não torna necessária a discussão sobre cointegração. No caso de posto zero,

<sup>7</sup> Pois, segundo a metodologia apresentada por Dickey e Fuller (1981), não foi possível rejeitar a hipótese de que o *drift* para a equação do México seja diferente de zero.

não existe combinação linear entre as variáveis que resulte em estacionariedade, não sendo possível a representação por um modelo de correção de erro.

Dessa forma, o caso de cointegração representa uma possibilidade intermediária, em que o posto da matriz  $\Pi$  se encontra entre 0 e  $p-1$ , onde  $p$  representa a quantidade de variáveis no sistema. Como os sistemas nesse trabalho possuem três variáveis, esperam-se, no máximo, duas relações de cointegração.

Johansen (1995) e Juselius (2006) descrevem a metodologia completa para o teste de traço e autovalor necessários para a determinação das relações de cointegração dentro de um sistema multivariado.

No entanto, existe a possibilidade de que uma relação de cointegração possa ter problemas no caso de uma ou mais séries se comportarem como um processo AR(P), mas com uma quebra estrutural em um ponto não definido. Como os países da América Latina considerados no presente estudo passaram por intervenções políticas de grande impacto, como a implementação de regimes de câmbio fixo, é uma hipótese razoável analisar as relações de cointegração com uma quebra estrutural no processo gerador dos dados.

Serão analisadas as duas abordagens de análise de cointegração, a mais tradicional representada pela metodologia de Johansen (1995) e a que incorpora uma quebra endógena, proposta por Lütkepohl, Saikkonen e Trenkler (2004). Segundo a discussão feita em Hansen (2001), existe a possibilidade de tratar a quebra estrutural como exógena, ou seja, determinada pelo economista, ou como endógena, a ser determinada pelos dados. A abordagem endógena é mais recomendada por permitir um ajuste menos restritivo nos dados e controlar o processo de *data mining*<sup>8</sup>.

Tanto para os testes de Johansen, como para o teste de Lütkepohl, foi considerada somente uma constante no vetor de cointegração, pois, como mostra a discussão do resultado do teste ADF de raiz unitária, existem evidências contrárias à existência de uma tendência linear.

## ■ 4.1 Teste de Johansen

Os resultados dos testes de cointegração para as exportações e importações estão nas tabelas 3 e 5 a seguir.

---

8 *Data mining* em análise de dados refere-se a um processo onde é feito um ajuste *ad hoc* na estrutura do modelo de tal forma a gerar evidências favoráveis a um resultado.

#### 4.1.1 Resultados do teste de Johansen para as importações

Os resultados da Tabela 3 indicam que somente para as importações da Argentina é possível aceitar a hipótese da existência de pelo menos um vetor de cointegração.

**Tabela 3**

#### Resultados do teste de Johansen para as equações de importação

País	Autovalores	Teste traço	Valor crítico a 5%	Hipótese n° de EC*
Argentina	0,14	43,06	34,91	Nenhum
	0,06	14,6	19,96	Pelo menos 1
	0,0007	1,45	9,24	Pelo menos 2
Brasil	0,13	33,35	34,91	Nenhum
	0,02	8,06	19,96	Pelo menos 1
	0,001	3,65	9,24	Pelo menos 2
Chile	0,04	17,7	34,91	Nenhum
	0,03	8,6	19,96	Pelo menos 1
	0,003	1,9	9,24	Pelo menos 2
México	0,12	32,5	34,91	Nenhum
	0,03	8,14	19,96	Pelo menos 1
	0,006	1,1	9,24	Pelo menos 2

\* EC = Equações de Cointegração, representa o número de vetores de cointegração no sistema.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A hipótese de múltiplas relações de cointegração também não pode ser aceita, dado que somente um dos autovalores é estatisticamente diferente de zero, sendo assim, a obtenção das elasticidades de longo prazo é direta<sup>9</sup> e não é necessário impor restrições na matriz  $\beta$ . A seguir, encontram-se, na Tabela 4, os resultados das elasticidades de longo prazo e o coeficiente  $\alpha$ , que mede a velocidade do ajuste em relação aos desvios do equilíbrio de longo prazo.

Os desvios-padrão estão entre colchetes.

9 Quando existe mais de um vetor de cointegração é necessário impor restrições nas matrizes  $\beta$  e  $\alpha$  para identificar os vetores de cointegração. No caso de um vetor de cointegração, isso não é necessário.

**Tabela 4**

**Coeficientes estimados da relação de longo prazo da equação de importações argentinas**

	Coeficiente alfa	Produção industrial	Câmbio real
Argentina	-0,06	2,5	-2,05
	[0,01]	[0,36]	[0,28]

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os sinais dos coeficientes estão de acordo com o que se espera, considerando uma equação de demanda tradicional com o acréscimo da renda, representada pela produção industrial, tendo um impacto marginal positivo, e a desvalorização da taxa de câmbio real, tendo um impacto marginal negativo. A equação das importações argentinas vindas do Japão mostra ser bastante elástica, tanto para a renda quanto para o câmbio real, além de uma baixa velocidade de ajuste, com um componente  $\alpha$  bastante baixo. Isso indica que, apesar de uma alta sensibilidade apresentada pela Argentina, os ajustes ocorrem de maneira lenta, levando bastante tempo para observar o efeito completo de um impacto da renda ou da taxa de câmbio nas importações.

Para as equações do Brasil, do Chile e do México, o teste de Johansen aponta para evidências contrárias à cointegração. Dessa forma, como não foi possível encontrar uma relação de importação estável, uma possibilidade seria somente estimar as relações de curto prazo por meio de um VAR com a primeira diferença das variáveis.

#### **4.1.2 Resultados do teste de Johansen para as exportações**

A Tabela 5 mostra que somente a equação das exportações argentinas possui uma relação de cointegração. Na Tabela 6, seguem os coeficientes estimados da equação de longo prazo das exportações argentinas para o Japão.

## 5

### Resultados do teste de Johansen para as equações de exportações

País	Autovalores	Teste traço	Valor crítico a 5%	Hipótese nº de EC
Argentina	0,13	42,6	34,91	Nenhum
	0,07	15,91	19,96	Pelo menos 1
	0,01	1,91	9,24	Pelo menos 2
Brasil	0,08	24,7	34,91	Nenhum
	0,02	8,16	19,96	Pelo menos 1
	0,01	3,7	9,24	Pelo menos 2
Chile	0,05	17	34,91	Nenhum
	0,03	7,9	19,96	Pelo menos 1
	0,0005	2,04	9,24	Pelo menos 2
México	0,06	29,1	34,91	Nenhum
	0,03	8,34	19,96	Pelo menos 1
	0,006	1,17	9,24	Pelo menos 2

Fonte: Elaborada pelos autores.

### Tabela 6

#### Coeficientes estimados da relação de longo prazo da equação de exportações argentinas

	Coeficiente alfa	Produção industrial Japão	Câmbio real
Argentina	-0,06	2,5	-2,05
	[0,01]	[0,36]	[0,28]

Fonte: Elaborada pelos autores.

É possível observar que, diferente das importações, as exportações argentinas para o Japão são mais influenciadas pelo câmbio do que pelo nível da renda japonesa, pois não é possível rejeitar a hipótese nula de que o coeficiente da renda é diferente de zero. Sendo as exportações inelásticas em relação à taxa de câmbio real e às importações elásticas, uma desvalorização cambial tende a gerar um superávit comercial para a Argentina em relação ao Japão. Mas sendo a importação também bastante elástica em relação à renda, a desvalorização necessária para compensar esse efeito tende a ser muito maior.

Outra característica interessante é observar que o componente alfa é maior na equação das exportações se comparado com a das importações. Essa diferença na velocidade de ajuste é uma característica importante para compreender qual é o fluxo, importações ou exportações, que possui maior influência na dinâmica que determina o saldo comercial entre os dois países.

Sendo as importações argentinas mais lentas para convergirem a um nível de equilíbrio, é uma hipótese razoável sugerir que esse fluxo tem um impacto com maior influência na relação comercial entre Argentina e Japão.

## ■ 4.2 Metodologia de Lütkepohl

Na metodologia de Lütkepohl, Saikkonen e Trenkler (2004), assume-se que o processo  $y$  é gerado por uma constante e um termo de mudança no nível dessas séries:

$$y_t = \mu_0 + \delta d_{tr} + x_t \quad (7)$$

em que  $d_{tr}$  representa uma variável dummy definida como  $d_{tr} = 0$  para os períodos anteriores à mudança estrutural e  $d_{tr} = 1$  para os períodos após a quebra. Nessa metodologia, assume-se que o ponto de quebra é desconhecido e é expresso como uma fração fixa em relação ao tamanho da série amostral, mas de tal forma que essa mudança não ocorra nem no começo nem no final do período amostral. Outra suposição para aplicar a metodologia é que  $x_t$  possa ser representado como um VAR(p) e seus componentes sejam no máximo I (1), com um posto de cointegração  $r$ .

A estimação da data da quebra é feita a partir das seguintes regressões:

$$y_t = \mu_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que  $A_i, i=1...p$ , representa as matrizes com os coeficientes do VAR e  $\varepsilon_t$  representa os resíduos de cada uma das regressões do VAR.

A estimação de  $\tau$ , o ponto da quebra, é definida da seguinte forma:



$$\tau = \text{argument det} \sum_{t=p+1}^T \boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' \quad (9)$$

A estimação do momento da quebra estrutural é feita por meio dos resíduos da equação 8. A variável dummy  $d_{tr}$  é posta em todos os pontos possíveis da amostra e para cada ponto o determinante da matriz de variância dos resíduos é calculado. A posição que gerar o menor determinante representará a quebra.

Com a estimação de  $\hat{\tau}$ , os dados são ajustados da seguinte forma:

$$\hat{x}_t = y_t - \mu_0 - \delta d_{tr} \quad (10)$$

Após os dados ajustados, basta escrever o VEC, da seguinte forma:

$$\Delta \hat{x}_t = \boldsymbol{\psi} \hat{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \boldsymbol{\Theta}_i \Delta \hat{x}_{t-1} + V_t \quad (11)$$

em que os procedimentos para a equação 11 são similares aos aplicados na equação 1.

Abaixo, seguem os resultados do teste do posto para a matriz  $\boldsymbol{\Psi}$  e as datas de quebra estimada para cada equação de importação e exportação. Da mesma forma como foi feito com o teste de Johansen, os resultados serão apresentados separadamente.

#### 4.2.1 Resultados do teste de Lütkepohl para as importações

Ao comparar os resultados pela metodologia de Johansen com a metodologia de Lütkepohl, os resultados se alteram sensivelmente, sendo a principal mudança o fato de que não foi possível rejeitar a hipótese da existência de uma relação de cointegração para as importações do Brasil e do Chile. A seguir, a Quadro 1 mostra as quebras estruturais estimadas para cada um dos países.

### Quadro 1

#### Data estimada da quebra estrutural para as importações

País	Data estimada da quebra
Argentina	Março 2002
Brasil	Janeiro de 1999
Chile	Setembro 1998
México	Julho 2009

Fonte: Elaborado pelos autores.

Interessante observar que as datas de quebra para a Argentina e o Brasil coincidem com mudanças cambiais significativas, o Brasil com o fim da âncora cambial e a Argentina com o fim da paridade com o dólar norte-americano. Tais alterações têm efeitos consideráveis sobre as importações e isso pode contribuir para a robustez do resultado.

Entretanto, as datas para o Chile e o México não possuem uma relação econômica direta, tornando o resultado menos robusto no tocante à significância dessa quebra estimada.

### Tabela 7

#### Resultados do teste de Lütkepohl para as equações de importação

País	Autovalores	Teste traço	Valor crítico a 5%	Hipótese nº de EC
Argentina	0,23	47,2	24,28	Nenhum
	0,03	7,35	12,28	Pelo menos 1
	0,0002	0,05	4,12	Pelo menos 2
Brasil	0,15	37,8	24,28	Nenhum
	0,04	11,3	12,28	Pelo menos 1
	0,01	2,3	4,12	Pelo menos 2
Chile	0,12	28,4	24,28	Nenhum
	0,03	6,45	12,28	Pelo menos 1
	0,003	0,66	4,12	Pelo menos 2
México	0,1	22,4	24,28	Nenhum
	0,05	10,9	12,28	Pelo menos 1
	0,01	3,05	4,12	Pelo menos 2

Fonte: Elaborada pelos autores.

Ao realizar o teste de cointegração com quebra estrutural, os resultados são bem diferentes se comparados com os obtidos pelo teste de Johansen. Ao inserir a quebra endógena no modelo, não é possível rejeitar a hipótese de cointegração das importações de Argentina, Brasil e Chile.

Na Tabela 8, são apresentadas as estimativas dos coeficientes da equação de cointegração.

**Tabela 8**

**Coeficientes estimados da equação de cointegração para as importações com quebra estrutural**

País	Coeficiente alfa	Produção industrial	Câmbio real
Argentina	-0,3	1,7	-2,3
	[0,08]	[0,2]	[0,19]
Brasil	-0,3	0,83	-0,81
	[0,06]	[0,27]	[0,12]
Chile	-0,2	4,2	-0,04
	[0,08]	[0,8]	[0,92]

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para a equação da Argentina, não houve mudança significativa na magnitude dos coeficientes, mas como o ajuste dos desvios de longo prazo, representado pelo coeficiente  $\alpha$ , é menor, é possível considerar que os ajustes em relação ao nível de longo prazo são feitos mais rapidamente.

Para as importações brasileiras o cenário é diferente, com menor elasticidade da renda e da taxa de câmbio real. No entanto, esse resultado pode representar que as importações vindas do Japão apresentam característica de bens com menos substitutos no mercado. Essa equação de demanda por importação inelástica pode ser explicada pela concentração da pauta de importação do Brasil em bens intermediários e bens de capital combinada com a visível vantagem comparativa do Japão em bens intensivos em capital e tecnologia.

No caso do Chile, na perspectiva de longo prazo, somente a renda tem um papel muito mais efetivo, uma vez que não é possível rejeitar que a hipótese nula da elasticidade em relação à taxa de câmbio seja diferente de zero.

Como a equação das importações mexicanas não teve nenhum vetor de cointegração, é recomendada somente a modelagem em VAR (Vetor Autorregressivo), que capta somente as relações de curto prazo. Entretanto, em razão da complexidade intrínseca do exercício econométrico da estimação de VAR e sendo o foco deste estudo as relações de longo prazo, essa estimativa não será conduzida no presente trabalho.

#### 4.2.2 Resultados do teste de Lütkepohl para as exportações

Os resultados do teste de cointegração considerando uma quebra estrutural endógena também acabam sendo um pouco divergentes se comparados com os resultados obtidos pela abordagem de Johansen. A principal diferença é em relação à equação de exportação da Argentina, pois ao considerar a quebra, não foi possível aceitar a hipótese da existência de ao menos um vetor de cointegração.

**Tabela 9**

Resultados do teste de Lütkepohl para as equações de exportação

País	Autovalores	Teste traço	Valor crítico a 5%	Hipótese nº de EC
Argentina	0,1	19,2	24,28	Nenhum
	0,06	2,54	12,28	Pelo menos 1
	0,02	1,2	4,12	Pelo menos 2
Brasil	0,08	15,62	24,28	Nenhum
	0,02	4,1	12,28	Pelo menos 1
	0,004	0,23	4,12	Pelo menos 2
Chile	0,06	8,6	24,28	Nenhum
	0,01	1,2	12,28	Pelo menos 1
	0,003	0,4	4,12	Pelo menos 2
México	0,07	9,2	24,28	Nenhum
	0,03	3,43	12,28	Pelo menos 1
	0,005	1,06	4,12	Pelo menos 2

Fonte: Elaborada pelos autores.

Mesmo ao considerar que a data da quebra estimada para o Brasil e a Argentina é a mesma da estimada para as importações, não foi possível aceitar a hipótese da existência de uma relação estável de longo prazo. Para o caso argentino, onde houve a maior mudança, isso pode significar que a aceitação da hipótese de cointegração estava sendo enviesada pela existência da quebra estrutural representada pelo fim do regime de conversão do peso.

## Quadro 2

### Data estimada da quebra estrutural para as exportações

País	Data estimada da quebra
Argentina	Março 2002
Brasil	Janeiro de 1999
Chile	Outubro 2008
México	Setembro 2008

Fonte: Elaborado pelos autores.

Não existindo um vetor de cointegração, não é possível captar as relações de longo prazo entre as variáveis. Dessa forma, a solução é considerar somente as relações de curto prazo, por meio de um VAR em primeira diferença das variáveis.

## 5 CONCLUSÕES

O objetivo principal deste trabalho é avaliar se as relações comerciais entre o Japão e quatro economias importantes da América Latina – Argentina, Brasil, Chile e México – possuem um nível de equilíbrio de longo prazo. Duas abordagens foram utilizadas: a abordagem de Johansen, mais tradicional e amplamente conhecida, e a abordagem de Lütkepohl, a qual permite inserir uma quebra estrutural endógena no sistema.

Ao considerar o período amostral analisado, de 1996 a 2011, na Argentina e no Brasil foram utilizadas políticas de câmbio fixo, que foram encerradas na

metade do período amostral. Tal intervenção pode ser considerada como um exemplo de mudança estrutural, e o mais interessante é observar que foram essas quebras indicadas pelo teste de Lütkepohl.

Tais mudanças têm efeitos diretos na conclusão dos resultados, pois os testes de Johansen levantaram evidências contra a existência de uma relação de cointegração para as equações de importação e exportação do Brasil, Chile e México. Para a Argentina, ambos os fluxos apresentaram pelo menos uma relação de cointegração.

Entretanto, ao inserir a quebra estrutural no modelo, por meio do teste de Lütkepohl, não foi possível rejeitar a hipótese de que as equações de importação do Brasil e do Chile são cointegradas. O resultado para a equação de importação da Argentina não se alterou com a modelagem da quebra, sendo ainda cointegrada, mas os coeficientes apresentaram mudanças marginais. Nenhuma equação de exportação mostrou ser cointegrada no teste de Lütkepohl.

Modelar as equações de importação com a quebra estrutural pode ser considerada aparentemente como uma abordagem frutífera, no entanto, vale ressaltar que a quebra, por ser endógena, precisa ter relação com algum evento econômico. Como não foi possível encontrar essa relação envolvendo a equação de importação com o Chile, fica em aberto a conclusão acerca da existência de relação de cointegração.

As equações de importação da Argentina e do Brasil mostram ter comportamentos distintos, sendo a equação argentina mais elástica em relação à renda e à taxa de câmbio real, e a do Brasil, inelástica. Essa relação pode indicar que os ganhos de comércio que cada país teria com o aumento do comércio com o Japão são bastante distintos.

Ao estimar as elasticidades da equação de importação é possível averiguar as fontes de ganhos oriundas da criação de comércio, pois uma elasticidade maior implica criação de comércio mais direta, sendo esse o caso da Argentina. No entanto, a baixa elasticidade apresentada pela equação brasileira evidencia a importância estratégica entre o comércio dos dois países. De qualquer forma, esse é um estudo exploratório inicial, sendo necessários mais estudos sobre o tema para determinar outras características importantes dessas relações comerciais.

## BILATERAL TRADE BETWEEN JAPAN AND ECONOMIES OF LATIN AMERICA, WITH STRUCTURAL BREAKS IN PRACTICAL COINTEGRATION ANALYSIS

### Abstract

In order to increase the trading volume with Latin America, Japan had signed trade agreements with major local economies. However there is a lack of studies regarding the trading flow between those two regions. This paper has the main objective to estimate a cointegration relation between Japan and the four biggest economies in Latin America: Argentina, Brazil, Chile and Mexico, by the most traditional Johansen procedure and the Lütkepohl's which allows to deal with structural breaks. Regarding Johansen main results, only the Argentinian trading flows are cointegrated, however by Lütkepohl approach, the Brazilian and the Chilean imports equation are also cointegrated. As the estimated structural break is related to main monetary events in Argentina and Brazil this fact increases the significance of those results and the importance to deal with these break for international trade econometric modeling.

**Keywords:** International trade; Japan; Latin America.

### Referências

- BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G. Exchange rate sensitivity of Japan's bilateral trade flows. *Japan and the World Economy*, Tokyo, v. 16, n. 1, p. 1-15, 2004.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; HEGERTY, S. W. Exchange-rate risk and U.S.-Japan trade: evidence from industry level data. *Journal of the Japanese and International Economies*, Tokyo, v. 22, n. 4, p. 518-534, 2008.
- DALY, K. Does exchange rate volatility impede the volume of Japan's bilateral trade? *Japan and the World Economy*, Tokyo, v. 10, n. 3, p. 333-348, 1998.
- DICKEY, D.; FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, London, v. 49, p. 1.057-1.071, 1981.
- EATON, J.; TAMURA, A. bilateralism and regionalism in Japanese and U.S. trade and direct foreign investment patterns. *Journal of the Japanese and International Economies*, Tokyo, v. 8, n. 4, p. 478-510, 1994.

HAMORI, S.; MATSUBAYASHI, Y. An empirical analysis on the stability of Japan's aggregate import demand function. *Japan and the World Economy*, Tokyo, v. 13, n. 2, p. 135-144, 2001.

HANSEN, B. The new econometrics of structural change: dating breaks in U.S labor productivity. *Journal of Economic Perspectives*, London, v. 15, p. 117-128, 2001.

HARRIGAN, J.; VANJANI, R. Is Japan's trade (still) different? *Journal of the Japanese and International Economies*, Tokyo, v. 17, n. 4, p. 507-519, 2003.

HARVEY, A. *Forecasting structural time series models and the kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

HSING, H. M. Re-examination of J-curve effect for Japan, Korea and Taiwan. *Japan and the World Economy*, Tokyo, v. 17, n. 1, p. 43-58, 2005.

JOHANSEN, S. *Likelihood based inference in cointegrated vector auto regressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.

JUSELIUS, K. *The Cointegrated VAR Model methodology and applications*. Oxford: Oxford University Press, 2006.

KAPOOR, A. G.; RAMAKRISHNAN, U. Is there a J-curve? A new estimation for Japan. *International Economic Journal*, Seoul, v. 13, p. 71-79, 1999.

LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P.; TRENKLER, C. Testing for the cointegrating rank of a VAR process with level shift at unknown time. *Econometrica*, London, v. 72, n. 2, p. 647-662, 2004.

PARSLEY, D. C. Exchange rate pass-through: evidence from aggregate Japanese exports. *Southern Economic Journal*, Richmond, v. 60, n. 2, p. 454-462, 1993.



## Apêndice 1

### FONTES DOS DADOS UTILIZADOS

Variáveis	Argentina	Brasil	Chile
Produção industrial	Instituto nacional de estatística	Ipeadata	Instituto nacional de estatística
IPC	<a href="http://www.indec.gov.ar">www.indec.gov.ar</a>	<a href="http://www.ipeadata.gov">www.ipeadata.gov</a>	<a href="http://www.ine.cl">www.ine.cl</a>
Câmbio nominal	Banco Central <a href="http://www.bcra.gov.ar">www.bcra.gov.ar</a>		Banco Central <a href="http://www.bcentral.cl">www.bcentral.cl</a>

Variáveis	Japão	México
Produção industrial	Ministério da Economia <a href="http://www.meti.go.jp/english">www.meti.go.jp/english</a>	Instituto nacional de estatística <a href="http://www.inegi.org.mx">www.inegi.org.mx</a>
IPC	Banco Central	Banco Central
Câmbio nominal	<a href="http://www.stat.go.jp/english">www.stat.go.jp/english</a>	<a href="http://www.banxico.org.mx">www.banxico.org.mx</a>
Fluxos comerciais	Ministério da Economia <a href="http://www.customs.go.jp/toukei">www.customs.go.jp/toukei</a>	