

Importações e Produção Doméstica, Concorrentes não, Complementares sim: uma análise empírica

Luís Afonso Fernandes Lima¹
Maria Antonieta Del Tedesco Lins²
Mario Antonio Margarido³

RESUMO: Nos últimos anos, em função da contínua apreciação do real em relação ao dólar, há intenso debate sobre os efeitos dessa valorização cambial sobre a estrutura industrial do país. Duas são as linhas de pensamento quanto aos efeitos da apreciação cambial. A primeira, denominada de Doença Holandesa, argumenta que produção doméstica e importações são concorrentes, enquanto que, a segunda afirma que são complementares. Foram utilizados dados mensais sobre a produção doméstica e importações por categorias de uso para o período de janeiro de 1999 a março de 2007. Para testar as hipóteses de concorrência *versus* complementaridade, foram utilizados modelos de séries temporais (testes de raiz unitária ADF, de causalidade de Granger, de co-integração de Johansen e modelos VEC e VAR). Os resultados mostram que predominam relações de complementaridade entre a produção doméstica e importações por categoria de uso.

Palavras-chave: desindustrialização, importação, produção, séries temporais.

ABSTRACT: During the past years, as a result of the continuous appreciation of the real against the dollar, there has been an intense debate about the effects of this appreciation on the industrial structure of Brazil. There are two main kinds of interpretations regarding the effects of the appreciation. The first one, denominated “Dutch Disease”, arguments that domestic production and imports are concurrent. The second one, asserts that both are complementary. Tests have been made for the period of January 1999 to March 2007. In order to test if imports and industrial production are concurrent or complementary, time series models have been used (unit root tests ADF, Granger causality, Johansen co integration test and VEC and VAR models). According to the results, there are reasons to believe that industrial production and imports are complementary for the main sectors.

Key words: disindustrialization, imports, production, time series.

INTRODUÇÃO

Desde a estabilização de preços da economia proporcionada pela implementação do Plano Real em julho de 1994, a taxa de câmbio apresentou diversas fases. No período pós-implementação do Plano Real até dezembro de 1998, o regime cambial adotado no país consistiu do câmbio administrado, onde o Banco Central (BACEN), desvalorizava a taxa em doses homeopáticas, objetivando dessa forma, evitar a aceleração da desvalorização do real frente ao dólar. Esse sistema perdurou até dezembro de 1998, quando, em função de

¹ Economista, MS em Economia e Economista Chefe do Grupo Telefônica no Brasil.

² Economista, Dra. Em Economia de Empresas, Professora Departamento de Economia PUC-SP e consultora FGV Projetos.

³ Economista, Dr. em Economia Aplicada e Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

forte movimento especulativo nos mercados cambial e de juros⁴, obrigou o BACEN a sair do mercado. Como consequência, em janeiro de 1999, inicia-se o período com regime cambial flutuante, sendo que, o resultado foi uma expressiva desvalorização do real em relação ao dólar⁵.

Entre janeiro de 1999 até março de 2002, o comportamento da taxa de câmbio nominal vai apresentar períodos de alternância, ora se valorizando, ora se desvalorizando, porém, a partir de abril de 2002, observa-se outro expressivo movimento de desvalorização do real em decorrência de fatores de ordem política. A possibilidade de um partido de esquerda assumir o poder acirrou as expectativas dos investidores e como resultado, na véspera das eleições presidenciais, o câmbio chegou na marca de R\$ 4,00/US\$ em outubro de 2002.

A partir de então, observa-se que houve reversão da tendência da taxa de câmbio, a qual passou a decair praticamente de forma contínua, apesar de apresentar alguns repiques com curto período de tempo. Isso é natural, pois o regime cambial é flutuante. Em maio de 2007, foi trespassada para baixo a barreira do R\$ 2,00/US\$.

Após apresentar um breve histórico da evolução da taxa de câmbio, agora, torna-se necessário comentar alguns aspectos relacionados como os fatores que ocasionaram esse processo de valorização cambial.

Observa-se que desde 2002 a economia mundial apresenta-se aquecida, com o resto do mundo demandando matérias-primas. Esse fato aliado à desvalorização cambial de 2002 incentivou exportações brasileiras, principalmente de *commodities*.

O câmbio desvalorizado juntamente com o aquecimento da economia mundial associados com elevadas taxas de juros domésticas induziu entrada maciça de dólares na economia brasileira. Como resultado dessa conjunção de fatores, há tendência de apreciação da moeda nacional em relação ao dólar, apesar dos esforços do BACEN em intervir no mercado e comprar divisas estrangeiras, numa tentativa de atenuar a valorização do real em relação ao dólar.

Essa questão da valorização cambial traz importantes reflexos sobre a economia do país. Em função disso, há acirrado debate sobre as causas e quais os possíveis “remédios” para conter esse processo de valorização e seus efeitos sobre a indústria no Brasil.

A corrente da denominada “Doença Holandesa” apregoa que as expressivas exportações de produtos de baixo valor agregado, como é o caso de *commodities*, induz a forte entrada de dólares na economia doméstica, e como resultado, isso aprecia a moeda local frente ao dólar, reduzindo a competitividade dos produtos domésticos relativamente aos produtos estrangeiros, prejudicando, dessa forma, a indústria nacional, ocorrendo o que passou a ser chamado de processo de “desindustrialização”. Uma das soluções segundo essa corrente, seria a imposição de uma tarifa de exportação para os produtos com reduzido valor agregado, desestimulando suas exportações e como resultado, entrariam menos recursos estrangeiros na economia, que, por sua vez, pressionariam menos a taxa de câmbio. A magnitude dessa tarifa seria aquela em que se conseguisse atingir um taxa

⁴ Os mercados de câmbio e monetário são entrelaçados. Basicamente, a entrada de divisas num país está condicionada aos movimentos nas contas de transações correntes e de capitais. Para compensar déficits nas contas de transações correntes, um país pode utilizar a elevação da taxa de juros doméstica, tornado-a mais atraente aos investidores internacionais *vis a vis* as taxas de juros dos demais países. Isso induz a entrada de divisas para compensar a saída de moeda estrangeira nas transações correntes.

⁵ Entre dezembro de 1998 a fevereiro de 1999, o real se desvalorizou frente ao dólar em quase 60%.

considerada de “equilíbrio”. Portanto, sob o ponto de vista dessa corrente de pensamento, as importações competem diretamente com a produção doméstica.

A outra linha de pensamento, vai por outro caminho, pois as importações são vistas como necessárias para complementar a produção doméstica, ou seja, produção doméstica e importações são complementares e não concorrentes.

OBJETIVO

Essa situação em que há contínua e persistente apreciação do real em relação ao dólar tem suscitado intenso debate quanto suas possíveis implicações sobre o lado real da economia brasileira. A linha de pensamento relativa à chamada “Doença Holandesa” advoga que as importações competem com a produção doméstica, reduzindo, dessa forma, a participação dessa última no interior da economia doméstica. A outra vertente afirma que as importações são benéficas ao país, pois as importações apenas completam a produção doméstica.

Sendo assim, esse trabalho objetiva determinar qual o efeito das importações sobre as categorias de uso, as quais estão discriminadas abaixo, que predomina, ou seja, há concorrência ou complementaridade entre a produção doméstica de cada categoria de uso e suas respectivas importações.

Para que a hipótese de desindustrialização seja válida, supõe-se que haja um relacionamento negativo entre a produção doméstica e as importações. Para verificar esta hipótese, foram utilizados métodos de séries temporais, avaliando-se o relacionamento entre importações e produção doméstica em cada uma das quatro principais categorias de uso durante o mesmo período.

MATERIAL E MÉTODOS

Material

Foram utilizados dados mensais que refletem o comportamento da produção industrial de bens e sua importação por categorias de uso (bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis e não duráveis) para a economia brasileira para o período de janeiro de 1999 a março de 2007. Os dados utilizados estão no formato de índices de *quantum* com base 2002 igual a cem. As informações relacionadas com o índice de produção doméstica tiveram como fonte básica dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados relativos ao índice de importações foram obtidos da Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior (FUNCEX).

As variáveis foram utilizadas no formato de logaritmo, pois esse procedimento permite que os próprios coeficientes estimados forneçam as respectivas elasticidades.

Métodos

Para determinar a ordem de integração⁶ de cada variável foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em DICKEY e FULLER (1979 e 1981). Economicamente, a determinação da ordem de integração⁷ das variáveis implica que, se uma variável tem raiz unitária, então, choques sobre essa variável têm efeitos permanentes ao longo do tempo, ou seja, seus efeitos não se esgotam, comprometendo dessa forma, as teorias de ciclos econômicos. Já, no caso de variáveis estacionárias, os efeitos de choques sobre essas variáveis não serão permanentes. No entanto, antes da realização dos testes de raiz unitária é necessário determinar o número de defasagens a ser utilizada em cada teste ADF. Esse procedimento visa eliminar a autocorrelação dos resíduos. No caso desse exercício foi utilizado o Critério de Informação de Akaike (AIC), conforme apresentado em AKAIKE (1974).

A seguir, visando confirmar a relacionamento entre as variáveis analisadas, realizou-se o Teste de Causalidade de Granger conforme apresentado em GRANGER (1969). Neste ponto, dois pontos merecem ser destacados. Em primeiro lugar, o conceito de causalidade de Granger é diferente do sentido filosófico, ou seja, quando se diz que a variável A causa a variável B no sentido de Granger, o qual é representado como $A \Rightarrow B$, isto quer dizer que valores passados da variável A ajuda a prever de forma mais precisa o comportamento futuro de B do que se fossem utilizados somente os valores passados de B . Em segundo lugar, o teste de Causalidade de Granger deve ser conduzido com as variáveis estacionárias, daí a importância da correta determinação da ordem de integração de todas as variáveis do sistema.

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de co-integração⁸ elaborado por JOHANSEN e JUSELIUS (1990). Também, foram utilizados o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)⁹ e o Modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR) para a realização da análise econômica do relacionamento entre produção doméstica e importações por categoria de uso.

ANÁLISE DE RESULTADOS

Conforme mencionado anteriormente, argumenta-se que a economia brasileira está enfrentando um período que passou a ser denominado de processo de “desindustrialização”. Segundo alguns analistas um dos principais componentes geradores dessa “desindustrialização” seria a apreciação cambial do Real frente ao dólar decorrente principalmente a partir de 2003. No entanto, ao se colocar em gráficos os comportamentos

⁶ Ao se trabalhar com séries de tempo, o primeiro passo consiste em determinar a ordem de integração das variáveis, ou seja, verificar se as variáveis têm tendência estocástica (isto é, contenham raiz unitária) ou se são estacionárias.

⁷ A ordem de integração de uma variável é determinada pelo número de vezes que essa variável deva ser diferenciada até que se torne estacionária.

⁸ Detalhes sobre co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e testes de exogeneidade podem ser encontrados, entre outros em: BROOKS (2002), ENDERS (2004), FRANCES (1998), HARRIS & SOLLIS (2003), CHAREMZA & DEADMAN (1999), JOHANSEN (1995), PATTERSON (2000).

⁹ Conforme BANERJEE (1993, p.139), o modelo de correção de erro torna-se importante por permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo. Assim, os “mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações) quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente”.

da produção e importação por segmentos (bens de capital, bens intermediários, bens de consumo durável e não duráveis) e taxa de câmbio real efetiva (IPCA) para o período de janeiro de 1999 a março de 2007, observa-se que, todas essas séries apresentam o mesmo comportamento. Mais precisamente, enquanto suas respectivas importações tendem a apresentar trajetórias ascendentes e a taxa de câmbio trajetória descendente a partir do mesmo período, verifica-se que as produções domésticas para cada segmento também tendem a apresentar trajetória ascendente, porém com menor intensidade relativamente às importações.

Aparentemente, tendo base somente a análise gráfica, não procede à argumentação da “desindustrialização”. Sendo assim, serão utilizados métodos de séries temporais para verificar o relacionamento entre importações e produção doméstica por segmento para o período acima mencionado.

Modelo do Segmento de Bens de Consumo Não Duráveis

As variáveis utilizadas são os Índices da Produção Industrial de Bens de Consumo (*IPBCND*) e Índice das Importações de Bens de Consumo Não Duráveis (*IIBCND*). Para a obtenção de suas respectivas elasticidades, as variáveis foram utilizadas no formato logarítmico. Sendo assim, o logaritmo do Índice de Produção Industrial de Bens de Consumo Não Duráveis será denominado *LIPBCND*, enquanto que, o logaritmo do Índice de Importações de Bens de Consumo Não Duráveis será denominado *LIIBCND*.

Para as variáveis *LIPBCND* e *LIIBCND*, ambas em nível, os respectivos Critérios de Informação de Akaike mostram a necessidade de 5 defasagens. Sendo assim, os testes de raiz unitária foram conduzidos com 5 defasagens para cada variável em nível (Tabela 1).

Tabela 1 - Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) e Teste ADF.

Akaike		Teste Dickey-Fuller Aumentado		
Número de Defasagens	Variável	Tipo de Modelo	Estatística Tau	Prob<Tau
VAR(5)	LIPBCND	Zero Mean ³	0.39	0.7945
		Single Mean ²	-4.63*	0.0003
		Trend ¹	-4.83*	0.0008
	LIIBCND	Zero Mean ³	0.62	0.8477
		Single Mean ²	-2.87***	0.0524
		Trend ¹	-3.85**	0.0177

¹Corresponde a estatística τ_{τ} (modelo com tendência linear e constante). ²Corresponde a estatística τ_{μ} (modelo somente com constante). ³Corresponde a estatística τ (modelo sem tendência linear e sem constante). * Significativo em nível de 1,0%. ** Significativo em nível de 5,0%. *** Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

A hipótese nula do teste ADF é que há raiz unitária, enquanto que a hipótese alternativa é que a série é estacionária com as variáveis em nível. O teste inicia-se pela análise do modelo com tendência linear e constante. Para ambas as variáveis, a hipótese nula pode ser rejeitada em nível de 1% para *LIPBCND* e em nível de 5% para *LIIBCND*. Na segunda parte do teste, ou seja, para modelos somente com constante, verifica-se que,

novamente, a hipótese nula pode ser rejeitada para *LIPBCND* em nível de 1% e para *LIIBVND* em nível de 10%. Na última etapa do teste ADF, isto é, para o modelo sem constante e sem tendência linear, observa-se que para ambas as variáveis a hipótese nula não pode ser rejeitada. A partir desses resultados pode-se inferir que ambas as variáveis têm raiz unitária quando consideradas em nível.

O próximo passo é verificar o número de defasagens com as variáveis diferenciadas pelo Critério de Informação AIC. Nesse caso, foi necessária a inclusão de apenas uma defasagem. Em relação aos testes ADF a hipótese nula para todos os modelos pôde ser rejeitada em nível de 1% (Tabela 2). Portanto, ambas as variáveis são integradas de ordem um ($I(1)$), ou seja, têm raiz unitária. Portanto, para torná-las estacionárias é necessário aplicar uma diferença de ordem um sobre cada uma das variáveis.

Tabela 2 - Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) e Teste ADF.

Akaike		Teste Dickey-Fuller Aumentado		
Número de Defasagens	Variável	Tipo de Modelo	Estatística Tau	Prob<Tau
VAR(1)	LIPBCND	Zero Mean ³	-6.72*	<.0001
		Single Mean ²	-6.68*	<.0001
		Trend ¹	-6.62*	<.0001
	LIIBCND	Zero Mean ³	-12.00*	<.0001
		Single Mean ²	-11.99*	<.0001
		Trend ¹	-11.98*	<.0001

¹Corresponde a estatística τ_{τ} (modelo com tendência linear e constante). ²Corresponde a estatística τ_{μ} (modelo somente com constante). ³Corresponde a estatística τ (modelo sem tendência linear e sem constante). * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Determinada a ordem de integração de cada variável, o próximo passo foi realizar o teste de Causalidade de Granger. Dado que o teste de Causalidade de Granger somente pode ser executado com as variáveis estacionárias, foi utilizado o resultado do Critério de Informação AIC com as variáveis diferenciadas. Assim, foi utilizada somente uma defasagem no teste de causalidade. Os resultados dos testes de Causalidade de Granger encontram-se na Tabela 3.

Tabela 3 - Resultados dos testes de Causalidade de Granger

Grupos ¹	Variável	Teste de Causalidade de Granger			
		Teste	χ^2	Graus de Liberdade	Prob> χ^2
Teste 1: Grupo 1	LIPBCND	1	11.76*	1	0.0006
Grupo 2	LIIBCND				
Teste 2: Grupo 1	LIIBCND	2	0.00	1	0.9780
Grupo 2	LIPBCND				

¹ Observação: nessa tabela, deve-se ler o grupo dois causando o grupo um. * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

A hipótese nula do teste de Causalidade de Granger é que a variável do grupo 2 não causa o comportamento da variável do grupo 1. Portanto, no caso do teste 1, há menos de 1% de probabilidade de se rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira. Portanto,

importações *causam no sentido de Granger* o comportamento da produção doméstica. No entanto, no caso do teste 2, a hipótese nula não pode ser rejeitada. Sendo assim, produção doméstica *não causa no sentido de Granger* o comportamento das importações. Logo, o sentido de causalidade é unidirecional, pois importações causam produção doméstica.

A seguir, foi executado o teste de co-integração de Johansen. Esse teste permite verificar se as variáveis em determinado sistema convergem para uma situação de equilíbrio no longo prazo. Nesse caso foi utilizada a estatística λ_{trace} para a determinação do número de vetores de co-integração no sistema em análise. A Tabela 4 contém os resultados do teste de co-integração de Johansen¹⁰. No caso em foco, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração pode ser rejeitada em favor da hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de co-integração, pois o valor calculado da estatística λ_{trace} supera seu respectivo valor tabelado em nível de 5% (Tabela 4). Dado que foi detectada a presença de pelo menos um vetor de co-integração, a seguir, deve-se testa a hipótese de que há somente um vetor de co-integração contra a hipótese alternativa de que há dois vetores de co-integração. Como o valor calculado da estatística λ_{trace} é inferior ao seu respectivo valor crítico, isso implica em não se rejeitar a hipótese nula. Portanto, há somente um vetor de co-integração e o mais adequado é estimar um modelo VEC.

Tabela 4 - Resultados do teste de co-integração de Johansen.

		Teste de Co-integração				
H ₀ :	H ₁ :			Valor		Drift no
Rank=r	Rank>r	Eigenvalue	λ_{trace}^*	Crítico	Drift no ECM	Processo
0	0	0.1886	20.52 ¹	12.21	Sem intercepto	Constante
1	1	0.0004	0.04	4.14		

* Se refere ao valor calculado da estatística λ_{trace} . ¹ Significativo em nível de 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

A seguir são apresentadas as elasticidades de longo e curto prazo do modelo VEC (Tabela 5). Os resultados mostram que variações nas importações correspondem a variações quase que proporcionais para a produção doméstica de bens de consumo não duráveis no longo prazo. Variações de 10% nas importações de bens de consumo não duráveis induzem a variações de 9,78% na produção doméstica de bens de consumo não duráveis (tabela 5). Portanto, no longo prazo, a relação entre importações e produção é inelástica. No entanto, é necessário observar que essa elasticidade se aproxima muito da unidade. Sendo assim, aparentemente, pode-se afirmar que o relacionamento entre as importações e produção doméstica de bens de consumo não duráveis é uma situação de complementaridade ao invés de concorrencial. Esse resultado é muito interessante, pois

¹⁰ No caso analisado, há duas variáveis no sistema, logo, pode-se não ter nenhum vetor de co-integração e nesse caso, não há relacionamento de longo prazo entre as variáveis, e deve-se utilizar um modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR) com as variáveis diferenciadas. Outra possibilidade é que exista somente um vetor de co-integração, e, nesse caso, há equilíbrio de longo prazo e deve-se utilizar o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). A principal vantagem do modelo VEC é que ele permite obter tanto as elasticidades de curto quanto de longo prazo. Finalmente, se houver dois vetores de co-integração, deve-se utilizar um modelo VAR com as variáveis em nível.

muitos analistas afirmam que os bens de consumo não duráveis competem com os produzidos domesticamente. No entanto, os resultados obtidos seguem em outra direção.

Em relação aos parâmetros de curto prazo, os resultados mostram que os desequilíbrios de longo prazo são corrigidos mais rapidamente no caso das importações de bens não duráveis do que no caso da sua produção doméstica. Desequilíbrios nas importações de bens de consumo não duráveis são corrigidos a uma taxa de 56,01% a cada período de tempo (a cada mês). Logo, os desequilíbrios são corrigidos rapidamente (Tabela 5). No caso das importações de bens de consumo não duráveis, suas restrições não são acentuadas, pois durante o período analisado o país apresentou constante apreciação cambial a partir do final de 2002, e, também, desde 1999, o país não apresentou estrangulamento de suas contas externas. O mesmo não acontece com a produção doméstica de bens de consumo não duráveis, pois desequilíbrios para essa variável são corrigidos a uma taxa de 13,30% a cada mês (Tabela 5). Possivelmente, esse resultado reflete o fato de que aumentos da capacidade da oferta de bens de consumo não duráveis estão diretamente relacionados aos investimentos nesse segmento, os quais exigem horizonte temporal mais longo para sua maturação e ampliação da capacidade de oferta relativamente às importações.

Tabela 5 - Resultados do Modelo VEC, estimativas dos parâmetros de longo prazo (β) e de curto prazo (α).

Estimativas dos Parâmetros de Longo Prazo (β)		Estimativas dos Parâmetros de Curto Prazo (α)	
Variável	Valor do Coeficiente Estimado	Variável	Valor do Coeficiente Estimado
LIPBCND*	1.00000	LIPBCND	0.13301
LIIBCND	-0.97974**	LIIBCND	0.56019

* Variável normalizada, ou seja, corresponde a variável dependente do sistema.

** No modelo VAR, o qual é à base do modelo VEC, todas as variáveis encontram-se do mesmo lado do sistema. Ao se normalizar determinada variável, a qual passa ser a variável dependente, as demais variáveis são transferidas para o outro lado, e, conseqüentemente, a análise dessas variáveis deve ser realizada com os sinais invertidos.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Modelo do Segmento de Bens de Consumo Duráveis

O resultado do Critério de Informação de Akaike aponta para utilização de uma defasagem com as variáveis em nível nos respectivos testes ADF. Para a variável logaritmo do Índice de Produção de Bens de Consumo Duráveis (*LIPBCD*), a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada em nível de 1% para a estatística τ_τ , e, também, foi rejeitada para a estatística τ_μ , porém, em nível de 10%. Para a estatística τ , a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada. Conclusão, essa variável também tem raiz unitária. Para a variável logaritmo do Índice de Importação de Bens de Consumo Durável (*LIIBCND*), a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para nenhuma das três estatísticas (Tabela 6). Portanto, pode inferir que ambas variáveis têm raiz unitária em nível, sendo assim,

precisam ser diferenciadas. Para confirmar que ambas têm raiz unitária, torna-se necessário realizar o mesmo procedimento anterior, porém, com as variáveis diferenciadas.

Tabela 6 - Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) e Teste ADF.

Akaike		Teste Dickey-Fuller Aumentado		
Número de Defasagens	Variável	Tipo de Modelo	Estatística Tau	Prob<Tau
VAR(1)	LIPBCD	Zero Mean ³	0.95	0.9090
		Single Mean ²	-2.62**	0.0932
		Trend ¹	-5.58*	<.0001
	LIIBCD	Zero Mean ³	0.64	0.8528
		Single Mean ²	-1.72	0.4161
		Trend ¹	-1.96	0.6155

¹Corresponde a estatística τ_{τ} (modelo com tendência linear e constante). ²Corresponde a estatística τ_{μ} (modelo somente com constante). ³Corresponde a estatística τ (modelo sem tendência linear e sem constante). * Significativo em nível de 1,0%. ** Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

O resultado do Critério de Informação de Akaike indica que são necessárias quatro defasagens para a realização do teste de raiz unitária ADF com as variáveis diferenciadas.

Os resultados dos testes ADF mostram que para ambas as variáveis diferenciadas e para todas respectivas estatísticas a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada (Tabela 7). Portanto, conclui-se que ambas as variáveis são estacionárias quando diferenciadas.

Tabela 7 - Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) e Teste ADF.

Akaike		Teste Dickey-Fuller Aumentado		
Número de Defasagens	Variável	Tipo de Modelo	Estatística Tau	Prob<Tau
VAR(4)	LIPBCD	Zero Mean ³	-9.03*	<.0001
		Single Mean ²	-9.08*	<.0001
		Trend ¹	-9.00*	<.0001
	LIIBCD	Zero Mean ³	-11.75*	<.0001
		Single Mean ²	-11.74*	<.0001
		Trend ¹	-11.82*	<.0001

¹Corresponde a estatística τ_{τ} (modelo com tendência linear e constante). ²Corresponde a estatística τ_{μ} (modelo somente com constante). ³Corresponde a estatística τ (modelo sem tendência linear e sem constante). * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Os resultados dos testes de causalidade mostram que a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que as importações de bens de consumo duráveis *não causam no sentido de Granger* a produção doméstica de bens de consumo duráveis não pode ser rejeitada, pois há 73,24% de rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira. Portanto, importações de bens de consumo duráveis não causam a produção doméstica de bens de consumo duráveis. Por outro lado, o teste de Causalidade de Granger também mostra que a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que a produção de bens de consumo duráveis *não causa no sentido de Granger* as importações de bens de consumo duráveis pode ser rejeitada em nível de 5% (Tabela 8). Logo, pode-se afirmar que produção causa importações de bens de

consumo duráveis, ou seja, o sentido de causalidade é unidirecional da primeira para a segunda variável.

Tabela 8 - Resultados dos testes de Causalidade de Granger

Grupos ¹	Variáveis	Teste de Causalidade de Granger			
		Teste	χ^2	Graus de Liberdade	Prob> χ^2
Teste 1: Grupo 1	LIPBCD	1	2.02	4	0.7324
Grupo 2	LIIBCD				
Teste 2: Grupo 1	LIIBCD	2	10.75*	4	0.0295
Grupo 2	LIPBCD				

¹ Observação: nessa tabela, deve-se ler o grupo dois causando o grupo um. * Significativo em nível de 5,0%.
Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

A seguir foi realizado o teste de co-integração¹¹ de Johansen para verificar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis. A hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração pode ser rejeitada relativamente a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de co-integração, pois o valor calculado da estatística λ_{trace} (12,54) excede seu respectivo valor crítico (12,21) em nível de 5% (Tabela 9). Dando seqüência ao teste de co-integração, a hipótese nula é de que há somente um vetor de co-integração contra a hipótese alternativa de que dois vetores de co-integração. Nesse caso, a hipótese nula não foi rejeitada, pois o valor calculado da estatística λ_{trace} é inferior ao seu respectivo valor tabelado. Portanto, conclui-se que há somente um vetor de co-integração, logo, há relação de longo prazo entre variáveis, ou seja, convergem para uma situação de equilíbrio no longo prazo.

Tabela 9 - Resultados do teste de co-integração de Johansen.

H ₀ :		H ₁ :		Teste de Co-integração		
Rank=r	Rank>r	Eigenvalue	λ_{trace}^*	Valor Crítico	Drift no ECM Sem intercepto	Drift no Processo Constante
0	0	0.1161	12.54 ¹	12.21		
1	1	0.0045	0.44	4.14		

* Se refere ao valor calculado da estatística λ_{trace} . ¹ Significativo em nível de 5%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

¹¹ Em relação aos bens de consumo duráveis, apesar dos testes de causalidade mostrarem que a produção doméstica que determina as importações de bens de consumo duráveis, contrariamente ao resultado obtido para o caso dos bens de consumo não duráveis, é necessário frisar que, para a realização dos testes de causalidade de Granger, as variáveis devem ser estacionárias. Isso implica em remover das séries seus respectivos elementos de longo prazo, isto é, trabalha-se somente com o curto prazo. No entanto, dado que, o principal objetivo desse estudo consiste em verificar um possível processo de “desindustrialização” no caso da economia brasileira, e dado que, possivelmente, esse é um processo de longo prazo, optou-se em realizar o teste de co-integração de Johansen com a variável independente sendo as importações e a variável dependente a produção doméstica de bens de consumo duráveis, ou seja, verificar se a produção doméstica está sendo substituída pelas importações no longo prazo.

Dado que existe somente um vetor de co-integração num sistema com duas variáveis, então, o próximo passo consiste na estimação do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), visando dessa forma, obter as elasticidades de curto e longo prazo. Os resultados relacionados às estimativas dos parâmetros de longo prazo mostram que variações de 10% nas importações de bens de consumo duráveis induzem variação de 9,38% na produção de bens de consumo duráveis no longo prazo (Tabela 10). Assim como no caso dos bens de consumo não duráveis, essa relação é inelástica, porém é direta, ou seja, aumento das importações de bens de consumo durável leva a aumento da produção doméstica de bens de consumo duráveis, porém, em proporção pouco menor que as importações.

O comportamento das estimativas dos parâmetros de curto prazo mostra que o desequilíbrio de longo prazo para a variável produção de bens de consumo duráveis são corrigidos a uma taxa de apenas 0,9% em cada período (Tabela 10). Portanto, para que essa variável retorne ao equilíbrio o período de tempo é muito longo. Já desequilíbrios de longo prazo em relação às importações de bens de consumo duráveis são corrigidos mais rapidamente, a uma taxa de 23,68% ao mês (Tabela 10). Novamente, comparativamente às importações de bens de consumo não duráveis, a velocidade nos quais desequilíbrios nas importações de bens de consumo duráveis são corrigidos é menor.

Tabela 10 - Resultados do Modelo VEC, estimativas dos parâmetros de longo prazo (β) e de curto prazo (α).

Estimativas dos Parâmetros de Longo Prazo (β)		Estimativas dos Parâmetros de Curto Prazo (α)	
Variável	Valor do Coeficiente Estimado	Variável	Valor do Coeficiente Estimado
LIPBCD*	1.00000	LIPBCD	0.00910
LIIBCD	-0.93864**	LIIBCD	0.23682

* Variável normalizada, ou seja, corresponde a variável dependente do sistema.

** No modelo VAR, o qual é à base do modelo VEC, todas as variáveis encontram-se do mesmo lado do sistema. Ao se normalizar determinada variável, a qual passa ser a variável dependente, as demais variáveis são transferidas para o outro lado, e, conseqüentemente, a análise dessas variáveis deve ser realizada com os sinais invertidos.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

A inelasticidade do setor de bens de consumo duráveis, aparentemente, significa que no longo prazo a maioria das suas indústrias tem capacidade para competir com os produtos importados. Portanto, pode ocorrer algum grau de “desindustrialização”. Mas pelos resultados pode-se afirmar que esse fenômeno é restrito a poucas indústrias no segmento de bens de consumo duráveis. No entanto, comparativamente ao segmento de bens de consumo não duráveis, o setor de bens de consumo de bens duráveis é um pouco mais sensível aos produtos importados.

Modelo do Segmento de Bens Intermediários

O resultado do Critério de Informação de Akaike aponta para utilização de cinco defasagens com as variáveis em nível. Após a determinação do número de defasagens pelo critério de informação de Akaike, foram realizados os testes de raiz unitária ADF com as variáveis também em nível. Para a variável logaritmo do Índice de Importação de Bens Intermediários (*LIIBI*), a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para nenhuma das três estatísticas. Logo, pode-se inferir que essa variável tem raiz unitária em nível. No caso da variável logaritmo do Índice de Produção de Bens Intermediários (*LIPBI*), a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada em nível de 1% para a estatística τ_τ , e, também, foi rejeitada para a estatística τ_μ , porém, em nível de 5%. Para a estatística τ , a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada (Tabela 11). Portanto, essa variável também tem raiz unitária. Em função desses resultados, ambas as variáveis apresentam raiz unitária, sendo assim, precisam ser diferenciadas.

Tabela 11 - Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) e Teste ADF.

Akaike		Teste Dickey-Fuller Aumentado		
Número de Defasagens	Variável	Tipo de Modelo	Estatística Tau	Prob<Tau
VAR(5)	LIPBI	Zero Mean ³	0.97	0.9115
		Single Mean ²	-3.17**	0.0253
		Trend ¹	-4.65*	0.0015
	LIIBI	Zero Mean ³	1.22	0.9423
		Single Mean ²	-2.20	0.2065
		Trend ¹	-3.10	0.1123

¹Corresponde a estatística τ_τ (modelo com tendência linear e constante). ²Corresponde a estatística τ_μ (modelo somente com constante). ³Corresponde a estatística τ (modelo sem tendência linear e sem constante). * Significativo em nível de 1,0%. ** Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Para confirmar que ambas variáveis têm raiz unitária, torna-se necessário realizar o mesmo procedimento anterior, porém, com as variáveis diferenciadas. O resultado do Critério de Informação de Akaike indica que são necessárias quatro defasagens para a realização do teste de raiz unitária ADF com as variáveis diferenciadas. Os resultados dos testes ADF mostram que para ambas as variáveis diferenciadas e para todas respectivas estatísticas a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada (Tabela 12). Sendo assim, pode-se concluir que ambas as variáveis são estacionárias quando diferenciadas.

Tabela 12 - Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) e Teste ADF.

Akaike		Teste Dickey-Fuller Aumentado		
Número de Defasagens	Variável	Tipo de Modelo	Estatística Tau	Prob<Tau
VAR(4)	LIPBI	Zero Mean ³	-6.30*	<.0001
		Single Mean ²	-6.31*	<.0001
		Trend ¹	-6.22*	<.0001
	LIIBI	Zero Mean ³	-10.11*	<.0001
		Single Mean ²	-10.25*	<.0001
		Trend ¹	-10.19*	<.0001

¹Corresponde a estatística τ_τ (modelo com tendência linear e constante). ²Corresponde a estatística τ_μ (modelo somente com constante). ³Corresponde a estatística τ (modelo sem tendência linear e sem constante). * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Os resultados dos testes de causalidade mostram que a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que as importações de bens de intermediários *não causam no sentido de Granger* a produção doméstica de bens intermediários não pode ser rejeitada, pois há 77,74% de rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira. Portanto, importações de bens intermediários não causam a produção doméstica de bens intermediários. O teste de Causalidade de Granger também mostra que a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que a produção de bens intermediários *não causa no sentido de Granger* as importações de bens intermediários também não pode ser rejeitada, pois há 37,67% de rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira (Tabela 13). Logo, pode-se afirmar que nem produção causa importações de bens intermediários nem que as importações de bens intermediários causem a produção de bens intermediários, ou seja, há ausência de causalidade.

Tabela 13 - Resultados dos testes de Causalidade de Granger

Grupos ¹	Variáveis	Teste de Causalidade de Granger			
		Teste	χ^2	Graus de Liberdade	Prob> χ^2
Teste 1: Grupo 1	LIPBI	1	1.77	4	0.7774
Grupo 2	LIIBI				
Teste 2: Grupo 1	LIIBI	2	4.22	4	0.3767
Grupo 2	LIPBI				

¹ Observação: nessa tabela, deve-se ler o grupo dois causando o grupo um. * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Dado que, os testes de causalidade devem ser realizados com as variáveis estacionárias, ou seja, diferenciadas, então, os elementos de longo prazo são eliminados no relacionamento entre as variáveis do sistema analisado. Sendo assim, tentou-se fazer o teste de co-integração¹² de Johansen para verificar se há relação de longo prazo entre as variáveis obedecendo aos mesmos critérios adotados para bens de consumo não duráveis e bens de consumo duráveis, ou seja, a variável dependente é a produção de bens intermediários enquanto que, a variável independente será a importação de bens intermediários.

Conforme pode ser verificado na Tabela 14, o valor da estatística λ_{trace} calculada (4,09) é menor que seu respectivo valor tabelado (12,21) em nível de 5%¹³. Portanto, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração não pode ser rejeitada, logo, as variáveis não co-integram¹⁴, isto é, não convergem para o equilíbrio no longo prazo.

Tabela 14 - Resultados do teste de co-integração de Johansen.

¹² É preciso realçar que testes de co-integração são conduzidos com as variáveis em nível.

¹³ Utilizou-se, também, o nível de significância de 10%, no entanto, o resultado mostrou que mesmo sendo menos rigoroso em relação ao nível de significância, ainda assim, as variáveis não co-integram.

¹⁴ Também, foi utilizada a estatística $\lambda_{max\ eigenvalue}$, no entanto, os resultados obtidos confirmam que essas variáveis não co-integram.

		Teste de Co-integração			<i>Drift</i> no	<i>Drift</i> no
H ₀ :	H ₁ :	<i>Eigenvalue</i>	λ_{trace}^*	Valor	ECM	Processo
<i>Rank=r</i>	<i>Rank>r</i>			Crítico	Sem	Constante
0	0	0.0378	4.09	12.21	intercepto	
1	1	0.0049	0.46	4.14		

* Se refere ao valor calculado da estatística λ_{trace} .

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Possivelmente, tanto a ausência de causalidade no curto prazo, bem como de relação de co-integração (longo prazo) entre a produção doméstica e a importação de bens intermediários estejam relacionadas ao fato de que não há concorrência entre a produção nacional e importações desses insumos. Talvez, somente o que não possa ser produzido domesticamente é importado, logo, não há concorrência entre produção doméstica e importações de bens intermediários. Portanto, competem em mercados distintos, ou seja, são complementares. O país importa somente os bens intermediários que não possam ser produzidos domesticamente.

Modelo do Segmento de Bens de Capital

O resultado do Critério de Informação de Akaike aponta para utilização de três defasagens com as variáveis em nível. Determinado o número de defasagens para eliminar a autocorrelação dos resíduos, foram executados os testes ADF com as variáveis em nível. No caso da variável logaritmo do Índice de Importação de Bens de Capital (*LIIBK*), a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para nenhuma das três estatísticas. Sendo assim, essa variável tem raiz unitária em nível. Para a variável logaritmo do Índice de Produção de Bens de Capital (*LIPBK*), a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada em nível de 1% para a estatística τ_r , somente. Nos casos das estatísticas τ_μ e τ , as respectivas hipóteses nulas de raiz unitária não foram rejeitadas. A partir desses resultados, pode-se concluir, essa variável também tem raiz unitária (Tabela 15). Portanto, ambas as variáveis apresentam raiz unitária, sendo assim, precisam ser diferenciadas. Para confirmar que ambas têm raiz unitária, torna-se necessário realizar o mesmo procedimento anterior, porém, com as variáveis diferenciadas.

Tabela 15 - Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) e Teste ADF.

Akaike		Teste Dickey-Fuller Aumentado		
Número de Defasagens	Variável	Tipo de Modelo	Estatística Tau	Prob<Tau
VAR(3)	LIPBK	Zero Mean ³	1.08	0.9264
		Single Mean ²	-1.99	0.2898
		Trend ¹	-4.24*	0.0057
	LIIBK	Zero Mean ³	0.41	0.8006
		Single Mean ²	-2.39	0.1472
		Trend ¹	-2.61	0.2786

¹Corresponde a estatística τ_τ (modelo com tendência linear e constante). ²Corresponde a estatística τ_μ (modelo somente com constante). ³Corresponde a estatística τ (modelo sem tendência linear e sem constante). * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

O resultado do Critério de Informação de Akaike indica que são necessárias duas defasagens para a realização do teste ADF com as variáveis diferenciadas. Os resultados dos testes ADF mostram que para ambas as variáveis diferenciadas e para todas respectivas estatísticas a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada (Tabela 16). Portanto, ambas variáveis são estacionárias quando diferenciadas.

Tabela 16 - Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) e Teste ADF.

Akaike		Teste Dickey-Fuller Aumentado		
Número de Defasagens	Variável	Tipo de Modelo	Estatística Tau	Prob<Tau
VAR(2)	LIPIBK	Zero Mean ³	-9.16*	<.0001
		Single Mean ²	-9.24*	<.0001
		Trend ¹	-9.16*	<.0001
	LIIBK	Zero Mean ³	-11.91*	<.0001
		Single Mean ²	-11.89*	<.0001
		Trend ¹	-11.89*	<.0001

¹Corresponde a estatística τ_τ (modelo com tendência linear e constante). ²Corresponde a estatística τ_μ (modelo somente com constante). ³Corresponde a estatística τ (modelo sem tendência linear e sem constante). * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Os resultados dos testes de Causalidade mostram que a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que as importações de bens de capital *não causam no sentido de Granger* a produção doméstica de bens de capital pode ser rejeitada, pois há somente 0,3% de probabilidade de rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira. Portanto, importações de bens de capital causam a produção doméstica de bens de capital. Por outro lado, o teste de Causalidade também mostra que a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que a produção de bens de capital *não causa no sentido de Granger* as importações de bens de capital não pode ser rejeitada, pois há 13,44% de probabilidade de se rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira (Tabela 17). Logo, pode-se afirmar que produção não causa importações de bens de capital. A partir desses resultados, pode-se inferir que o sentido de causalidade é unidirecional das importações para a produção doméstica de bens de capital.

Tabela 17 - Resultados dos testes de Causalidade de Granger

Grupos ¹	Variáveis	Teste de Causalidade de Granger			
		Teste	χ^2	Graus de Liberdade	Prob> χ^2
Teste 1: Grupo 1	LIPIBK	1	11.57*	2	0.0031
Grupo 2	LIIBK				
Teste 2: Grupo 1	LIIBK	2	4.01	2	0.1344
Grupo 2	LIPIBK				

¹ Observação: nessa tabela, deve-se ler o grupo dois causando o grupo um. * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Em relação aos testes de co-integração de Johansen, conforme pode ser verificado na Tabela 18, o valor da estatística λ_{trace} calculada (5,37) é menor que seu respectivo valor tabelado (12,21) em nível de 5%. Portanto, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração não pode ser rejeitada, logo, as variáveis não co-integram, isto é, não convergem para o equilíbrio no longo prazo.

Tabela 18 - Resultados do teste de co-integração de Johansen.

Teste de Co-integração						
H_0: Rank=r	H_1: Rank>r	Eigenvalue	λ_{trace}^*	Valor Crítico	Drift no ECM Sem intercepto	Drift no Processo Constante
0	0	0.0378	5.37	12.21		
1	1	0.0049	1.20	4.14		

* Se refere ao valor calculado da estatística λ_{trace} .

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IBGE e FUNCEX.

Conforme pode ser verificado na tabela 6, o valor da estatística λ_{trace} calculada (5,37) é menor que seu respectivo valor tabelado (12,21) em nível de 5%. Portanto, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração não pode ser rejeitada¹⁵, logo, as variáveis não co-integram, isto é, não convergem para o equilíbrio no longo prazo.

Possivelmente, a razão das importações de bens de capital afetarem a produção doméstica somente no curto prazo, dado que elas não co-integram, aparentemente, está captando o fato de que o país atingiu determinada autonomia tecnológica, ou seja, o país somente recorre às importações de bens de capital com elevada especificidade em determinadas ocasiões, ou seja, as demandas de importações de bens de capital são específicas e pontuais ao longo do tempo.

Considerações Finais

Desde 2002 observa-se movimento de contínua apreciação do real em relação ao dólar. Dado que, a taxa de câmbio é uma variável de suma relevância econômica, esse processo de valorização cambial, sem sobra de dúvidas, tem significativos impactos sobre a estrutura industrial da economia brasileira.

O cerne da questão é se essa tendência de valorização cambial teria efeitos negativos, ou seja, se os produtos e insumos importados competem com a produção doméstica pelo mercado interno no Brasil, e nesse caso estaria prejudicando a indústria nacional, ou se os produtos e insumos importados, ao contrário, seriam complementares em relação à produção doméstica, e, nesse caso, seus efeitos seriam positivos não somente sobre a indústria doméstica, mas também, para a própria economia brasileira.

¹⁵ Assim, como no caso anterior, também utilizou-se nível de significância menos rigoroso (10%) para a estatística λ_{trace} , além da estatística $\lambda_{max\ eigenvalue}$ para os níveis de significância de 5 e 10%, respectivamente, porém, os resultados confirmam que essas variáveis não co-integram.

Essa é uma questão controversa e gera debates acalorados entre economistas, porém, nota-se que há muita retórica, mas poucos trabalhos empíricos sobre esse tema.

A principal contribuição desse artigo foi de utilizar um método científico, mais precisamente, modelos de séries de tempo para investigar os relacionamentos tanto de curto quanto de longo prazo entre a produção doméstica e importações para cada categoria de uso. Os resultados dos modelos mostram que prevalece a complementaridade entre a produção doméstica e suas respectivas importações.

Finalmente, é necessário enfatizar que esse artigo não pretende ser a resposta definitiva em relação ao tema abordado, mas apenas, contribuir no sentido de jogar alguma luz sobre o tema em questão, pois esse estudo trabalhou com as categorias de uso agregadas, porém, em função de alguns resultados obtidos, em trabalhos futuros, seria interessante desagregar cada categoria de uso de tal forma a permitir que os modelos de séries de tempo pudessem captar de maneira efetiva o que ocorre realmente nos relacionamentos entre produção doméstica e importações por segmento industrial.

LITERATURA CITADA

AKAIKE, H. A new Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transaction on Automatic Control*, AC-19, 716-723. (1974).

BANERJEE, Anindya *et al.* *Cointegration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. New York: Oxford University Press, 1993. 329p. (Advanced Texts in Econometrics).

BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. United Kingdom: Cambridge University Press, 2002. 701p.

CHAREMZA, Wojciech W.; DEADMAN, Derek F. *New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. Great Britain: Edward Elgar, 1999, second edition. 344p.

DICKEY, David A.e FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with units root. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, V.74, n.366, p 427-431, jun, 1979.

DICKEY, David A.e FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*. Chicago, v.49, p 1057-1072, jul., 1981.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. United States of America: John Wiley & Sons, second edition, 2004. 460p.

FRANSES, Philip Hans. *Time series models for business and economic forecasting*. United Kingdom: Cambridge University Press, 1998. 280p.

GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37, p.424-438. 1969. *In: Essays in Econometrics*. Collected Papers of Clive W. J. Granger. Volume II: Causality, Integration and

Cointegration, and Long Memory. Edited by: Eric Ghysels, Norman R. Swanson, and Mark W. Watson. United States: Cambridge University Press. 2001.

HARRIS, Richard I.D.; SOLLIS, Robert. *Applied time series modeling and forecasting*. England: John Wiley & Sons, 2003. 302p.

JOHANSEN, Soren. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. New York: Oxford University Press, 1995. 267p. (Advanced Texts in Econometrics).

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

PATTERSON, Kerry. *An introduction to applied econometrics: a time series approach*. United States of America: St. Martin's Press, 2000. 795p.