



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

TAXA DE CÂMBIO REAL EFETIVA E EXPORTAÇÕES DE AUTOMÓVEIS NO BRASIL, 1990-2005¹

Alexandre Bragança Coelho²

Leonardo Recupero³

Resumo - Este estudo objetivou analisar se existe relação de longo prazo entre as exportações de automóveis e a taxa de câmbio real efetiva no Brasil, no período de 1990 a 2005. A metodologia escolhida foi a análise de co-integração, especificamente o Procedimento de Johansen. Os resultados obtidos não mostraram co-integração entre a exportação de automóveis e a taxa de câmbio real efetiva no período analisado, nem na sua subdivisão em dois períodos com regimes cambiais distintos. Portanto, pode-se concluir que a evolução das exportações de automóveis, no período, é melhor explicada por meio de outros aspectos, como estratégia das firmas e fatores institucionais e estruturais do setor.

Palavras-chave: taxa de câmbio real efetiva, exportações, automóveis, co-integração.

¹ Recebido em: 21/01/08 Aceito em: 07/04/08

² Professor Adjunto do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa – UFV. Email: acoelho@ufv.br

³ Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa – UFV. Email: picotiesto@yahoo.com.br

1. Introdução

O setor automobilístico é um dos mais expressivos da indústria brasileira. Sua capacidade de geração de renda e a existência de encadeamentos para trás e para frente determinam sua importância destacada no cenário nacional. Atualmente, ele é responsável por 4,5% do Produto Interno Bruto (PIB) e por 18,5% do PIB industrial do Brasil. Além disso, possui 48 fábricas em oito estados brasileiros, as quais geram 1,3 milhão de empregos diretos e indiretos. Os impostos gerados por esse setor chegam a R\$ 25 bilhões anuais e são fundamentais para a arrecadação de vários estados brasileiros (Anfavea, 2007).

A abertura comercial realizada na década de 90 e a intensificação do processo de globalização financeira determinaram mudanças na inserção internacional da indústria automobilística brasileira. Houve, ainda, implementação e consolidação de blocos regionais que estabeleceram tarifas externas comuns para produtos originários de outras regiões, o que facilitou o acesso intrabloco, mas dificultou o acesso a membros externos. Com relação às empresas, a adoção de estratégias globais pelas grandes corporações, com reestruturação e racionalização de atividades (inclusive de projetos e de desenvolvimento de produtos), a expansão geográfica e o uso de bases nacionais para acesso a mercados regionais contribuíram para estabelecer uma nova relação entre os mercados interno e externo (Santos e Gonçalves, 2001).

Nesse contexto, a importância das exportações de automóveis no faturamento da indústria automobilística aumentou consideravelmente. Em 2006, as exportações corresponderam a cerca de 30% da receita das montadoras (Anfavea, 2007). Grande parte dos US\$ 35 bilhões dos investimentos do setor, entre 1994-2006, foi para esse mercado. Por isso, a competitividade externa das montadoras e, conseqüentemente, suas futuras estratégias dependem da análise das exportações.

O Gráfico 1 permite verificar que o crescimento das exportações de veículos claramente acentua-se a partir do ano 2000, coincidindo com o

período de mudança no regime cambial do país. Assim, é necessário analisar a influência da taxa de câmbio real efetiva nas exportações brasileiras de automóveis.

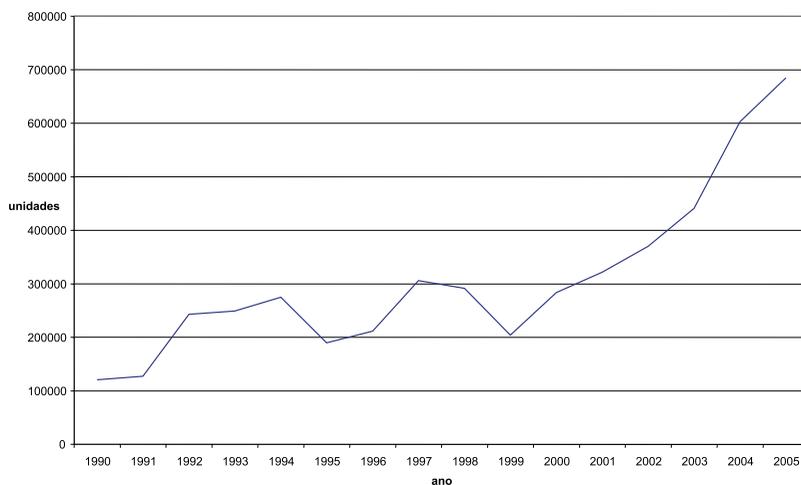


Gráfico 1 – Exportações de automóveis do Brasil – 1990 a 2005
Fonte: IPEADATA (2007).

O câmbio é um fator importante na competitividade de um país. Suas mudanças influenciam diretamente a rentabilidade do setor exportador e fazem parte do processo decisório sobre investimentos em novas fábricas e produtos. A trajetória da taxa de câmbio real efetiva do setor de veículos, na década de 90, encontra-se no Gráfico 2.

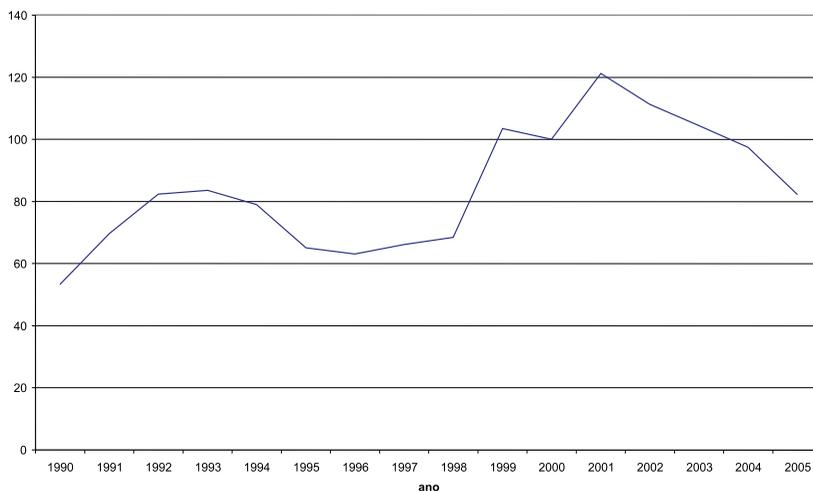


Gráfico 2 – Taxa de câmbio real efetiva – setor: veículos automotores, 1990 a 2005 (média 2000 = 100)
Fonte: IPEADATA (2007).

Alguns autores procuraram estudar o efeito da taxa de câmbio real no setor exportador brasileiro. Santos e Gonçalves (2001) ressaltaram o papel do câmbio na competitividade brasileira, assim como enfatizaram que a maior parte dos investimentos do complexo automotivo foi realizada dentro de um processo de reestruturação das atividades e seguiu a tendência de especialização de plantas, inclusive intra-países, refletindo a estratégia de utilização de bases produtivas nacionais para explorar o mercado regional. Gonçalves (2001) também ressaltou que a reestruturação produtiva da indústria automobilística e a criação do Mercosul foram os fatores mais importantes no crescimento das

exportações do setor. Moreira e Melo (2002) enfatizaram o papel da taxa de câmbio e da abertura das fronteiras nos déficits da balança comercial brasileira na década de 90. Kannebley Jr. (2003), por sua vez, concluíram que não houve relação estável de longo prazo entre a evolução do nível da taxa de câmbio real e o “quantum” exportado para treze setores exportadores analisados, inclusive o setor de veículos, entre 1985 e 1998.

Dessa forma, são necessários ainda estudos que esclareçam a relação entre a taxa de câmbio e as exportações, especialmente no caso da indústria automobilística. Isso acontece porque se tem observado, nos últimos anos, um comportamento de crescimento expressivo das exportações, aliado a um processo de valorização cambial. Assim, é preciso compreender se há relação de longo prazo entre exportações e taxa de câmbio e se ela se modificou, ao longo do tempo, com as mudanças de regime cambial. Desse modo, o objetivo geral deste trabalho é analisar a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real efetiva e o volume de exportações de automóveis no Brasil, durante o período de janeiro de 1990 a dezembro de 2005.

Este trabalho é semelhante ao desenvolvido por Kannebley Jr. (2003), mas inova pelas seguintes razões: a) A amostra utilizada engloba o período da adoção do regime de câmbio flutuante, que também coincidiu com o maior crescimento das exportações de automóveis (Ver gráfico 1). Além disso, procurar-se-á dividir a amostra em dois períodos distintos (antes de 1999 e após 1999), a fim de verificar se a mudança de regime cambial tem algum efeito sobre a relação entre exportações e taxa de câmbio real efetiva; b) Kannebley Jr. (2003) não utilizou a taxa de câmbio real efetiva para o setor automobilístico. Como seu foco era o desempenho exportador brasileiro como um todo, ele utilizou duas medidas distintas para expressar a taxa real de câmbio: uma sob a ótica da lucratividade, calculada pelo índice de custos em moeda estrangeira dos setores, e outra sob a ótica da competitividade, medida pelo relativo de preços de exportação domésticos e internacionais. É necessário, dessa forma, verificar se a utilização da taxa de câmbio real efetiva no setor

automobilístico influencia as conclusões sobre sua relação com as exportações de automóveis.

2. A taxa de câmbio e sua relação com o volume de exportações

A taxa de câmbio nominal é dada como o preço, em moeda nacional, de uma unidade de moeda estrangeira. Esse significado revela que existem tantas taxas de câmbio quantas moedas estrangeiras existirem (Simonsen e Cysne, 1995).

A expressão da taxa de câmbio real é definida por:

$$E_R = E \times \frac{P^*}{P}, \quad (1)$$

em que E_R é a taxa real de câmbio; E , taxa de câmbio nominal; P^* , índice de preços da moeda estrangeira de referência (dólar); e P , índice de preços em moeda nacional.

A posição real dos preços locais em relação aos externos depende da evolução simultânea da taxa nominal de câmbio e dos preços locais e externos. A taxa real de câmbio (E_R) expressa, em moeda local, o preço de produtos e ativos estrangeiros, em relação ao preço local. Segundo Rocha (1995), a definição da taxa de câmbio real acima é chamada de taxa real da paridade do poder de compra (PPP), pois admite que os preços estejam sujeitos à arbitragem internacional.

O índice da taxa de câmbio real pode ser calculado com relação a um único parceiro comercial ou a um conjunto de parceiros comerciais. Quando calculado para um conjunto de parceiros comerciais, o índice passa a ser denominado taxa de câmbio real efetiva. Ao escolher o grupo de países ou moedas, deve-se observar o peso dos países no comércio

com o país do qual se pretende calcular a competitividade econômica (Rocha, 1995). A taxa de câmbio real efetiva (TCRE) pode ser calculada da seguinte forma⁴:

$$TCRE_t = \sum_{i=1}^n \frac{W_i \times E_{it} \times P_{it}}{P_t}, \quad (2)$$

em que W_i é peso relativo do país i (soma dos pesos igual a 1); E_{it} , taxa de câmbio entre o real e a moeda do país i , no período t ; P_{it} , índice de preços no país i , no período t ; e P_t , índice de preços brasileiro, no período t .

O efeito da taxa de câmbio nas exportações pode ser mostrado graficamente (Silva, 2006). A desvalorização do câmbio e sua influência sobre as exportações são mostradas no Gráfico 3. No Gráfico 3A, o eixo das abscissas representa a demanda de exportação (E) e o eixo das ordenadas, o preço em moeda doméstica (P).

O equilíbrio inicial está no ponto A, e a desvalorização muda a demanda de exportação de E_0^d para E_1^d . Para cada preço doméstico das exportações, o preço em moeda internacional cai; conseqüentemente, os estrangeiros aumentam sua demanda de exportações. No novo equilíbrio B, o preço em moeda doméstica aumenta ($P_1 > P_0$) e o volume das exportações aumenta ($E_1 > E_0$). Desde que o preço e a quantidade das exportações aumentem, o valor doméstico das exportações necessariamente aumenta.

⁴ A taxa de câmbio real efetiva não será calculada neste trabalho, mas obtida do IPEADATA. Ver seção 3.1.

O efeito da desvalorização, em termos da moeda internacional, é mostrado no gráfico 3B, no qual o eixo das ordenadas mostra o preço em moeda internacional (P^*). Do ponto inicial de equilíbrio C, a desvalorização muda a oferta de exportação de E^s para E^s_1 . Para cada preço em moeda internacional, os exportadores domésticos recebem mais em moeda doméstica. Quando a oferta de exportação aumenta, o preço em moeda internacional decresce e o volume de exportação aumenta. Entretanto, o valor das exportações em moeda internacional depende da mudança em E^s e da elasticidade da demanda de exportação ao longo de E^s (Silva, 2006).

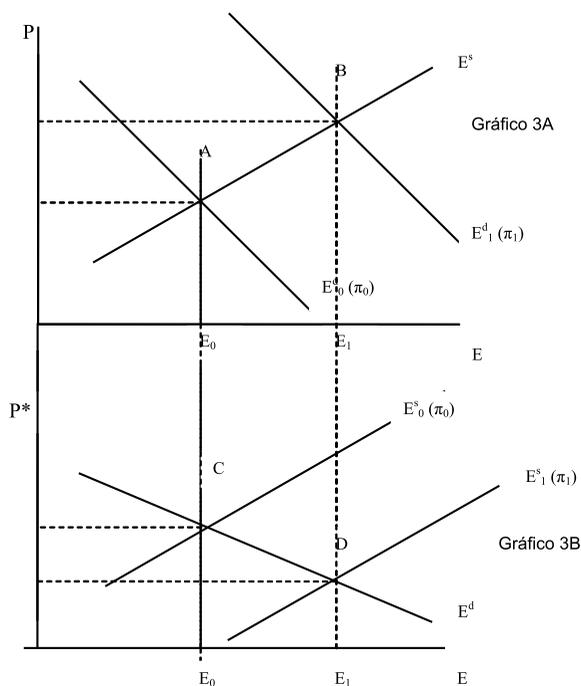


Gráfico 3 – Volume de exportações com desvalorização do câmbio

Fonte: Silva (2006).

3. Metodologia

A análise da relação entre as exportações de automóveis e a taxa de câmbio real efetiva, no período estudado, será realizada pelo Procedimento de Johansen para co-integração. Esse procedimento é recomendável quando são utilizadas variáveis não-estacionárias, o que inviabiliza o uso do modelo de regressão padrão para estabelecer a relação entre variáveis (Coelho, 2002).

O primeiro passo para a análise de co-integração é a verificação da ordem de integração das variáveis de interesse, ou seja, é preciso verificar a existência, ou não, de raízes unitárias nas séries temporais e, em caso afirmativo, determinar se a ordem de integração é a mesma para todas as variáveis envolvidas (Enders, 1995). Existem diversos testes para verificar a existência de raízes unitárias em séries temporais. Neste trabalho, o Teste ADF, desenvolvido por Dickey e Fuller, será utilizado, pois permite captar processos auto-regressivos de ordem maior do que um (Dickey e Fuller, 1979).

Para identificar a existência de co-integração entre as séries de exportações de automóveis e taxa de câmbio real efetiva no período estudado, será utilizado o Procedimento de Jonhansen (1988), que utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de co-integração e permite testar e estimar a presença de vários vetores, e não só de um único vetor de co-integração (Enders, 1995).

Para avaliar se mudanças na taxa de câmbio real efetiva precedem mudanças nas exportações de automóveis, será utilizado o teste de causalidade de Granger (Granger, 1969). De acordo com esse conceito, se Y_t causar X_t , a previsão do valor presente de X_t será superior ao usar os valores passados de Y_t em relação à possibilidade de não utilizar tal informação (Coelho, 2002). A implementação desse conceito de Granger é feita por meio de um teste de significância de parâmetros, o qual exprime a influência das variáveis passadas sobre os valores atuais das variáveis testadas (Enders, 1995).

3.1. Fonte de dados

Na análise de co-integração e de Causalidade de Granger, no período 1990-2005, utilizaram-se séries mensais de taxa de câmbio real efetiva e de exportações de automóveis. Ambas as séries foram retiradas do site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2007). A taxa de câmbio real efetiva utilizada foi referente ao setor de veículos automotores, calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 15 maiores parceiros comerciais (garantindo cobertura de pelo menos 75% do comércio bilateral) do setor (IPEADATA, 2007). A paridade do poder de compra foi definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço ao Consumidor (INPC) do país, no caso, e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil. As ponderações utilizadas foram as participações médias de cada parceiro no total do comércio bilateral (exportações mais importações) brasileiras do setor, de 2000 a 2004.

A série de exportações de automóveis engloba apenas carros de passeio/passageiros e de uso misto, e não veículos comerciais leves (caminhonetes de uso misto, utilitários e caminhonetes de carga), nem veículos comerciais pesados (caminhões e ônibus) (IPEADATA, 2007).

4. Resultados e discussão

Para iniciar os testes de co-integração entre as séries de exportações de automóveis e da taxa de câmbio real efetiva, deve-se, primeiramente, testar a estacionaridade dos dados por meio de testes de raiz unitária. Nas Tabelas 1 e 2 encontram-se os testes para a série de taxa de câmbio real efetiva (TXCAMBIO) e exportações de veículos (EXPORT), em nível e na primeira diferença, respectivamente⁵.

⁵ O programa econométrico utilizado para realizar as estimações foi o EVIEWS 4.1, Copyright © 1994-1997 Quantitative Micro Software.

Tabela 1 – Teste ADF para as séries em nível -1990-1/2005-12

Modelo	Taxa de câmbio real efetiva (TXCAMBIO)	Exportações de veículos (EXPORT)	Valor crítico*	Número de defasagens para TXCAMBIO e EXPORT**
Completo	-2,56198	-4,39242	-3,43377	1 e 0
Sem tendência	-2,61162	-2,58127	-2,87667	1 e 0
<i>Sem tendência e sem constante</i>	-0,16127	-0,28609	-1,94251	1 e 1

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor crítico de Dickey-Fuller a 5%.

(**) O número de defasagens foi obtido pelo critério de Schwartz.

Tabela 2 – Teste ADF para as séries em primeira diferença -1990-1/2005-12

Modelo	Taxa de câmbio real efetiva (TXCAMBIO)	Exportações de veículos (EXPORT)	Valor crítico*	Número de defasagens para TXCAMBIO e EXPORT**
Completo	-9,26099	-16,81715	-3,43365	0 e 0
Sem tendência	-9,20627	-16,85170	-2,87659	0 e 0
<i>Sem tendência e sem constante</i>	-9,21620	-16,86084	-1,94250	0 e 0

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor crítico de Dickey-Fuller a 5%.

(**) O número de defasagens foi obtido pelo critério de Schwartz.

Foram realizados primeiramente testes de significância para a constante e tendência e concluiu-se que o modelo mais adequado à taxa de câmbio é o sem constante e sem tendência. Ao observar a Tabela 1, verifica-se a não-rejeição da hipótese nula de existência de uma raiz unitária na série TXCAMBIO em nível, no período de 1990 a 2005, ou seja, a série

é não-estacionária. Para a série de exportações de veículos (EXPORT), novamente o melhor modelo observado pelas significâncias das variáveis foi o sem constante e sem tendência. Verifica-se a não-rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária para a série em nível. Assim, essa série também é não-estacionária. A Tabela 2, por sua vez, confirma que ambas as séries são estacionárias na primeira diferença, ou seja, ambas são integradas de ordem 1 [I(1)].

Como as séries de taxa de câmbio real efetiva e de exportações de automóveis, no período de 1990/2005, são não-estacionárias, pode-se passar à segunda etapa do teste de co-integração com a realização do Procedimento de Johansen. O primeiro passo é determinar o número de defasagens e a inclusão de termos determinísticos. Uma análise gráfica não identifica a presença de tendência determinística no nível e opta-se pela inclusão de uma constante apenas dentro do vetor de co-integração. Quanto ao número de defasagens, opta-se por duas defasagens para as séries analisadas, definido pelos critérios de informação de Akaike e Schwartz.

A análise de co-integração entre as séries TXCAMBIO e EXPORT é feita por meio dos testes do traço e do máximo autovalor, descritos na Tabela 3.

Tabela 3 – Testes de co-integração -1990-1/2005-12

Fonte: Dados da pesquisa.

Tanto o Teste do Traço quanto o Teste do Máximo Autovalor indicam a não-existência de co-integração entre a taxa de câmbio real efetiva e as exportações de automóveis, no período de 1990 a 2005, no Brasil. Portanto, não existe relação de longo prazo entre essas duas variáveis, no período analisado.

A explicação para este resultado pode estar relacionada com o comportamento das séries no período e com a existência de quebras estruturais, como a desvalorização ocorrida no início de 1999, aliada às crises internacionais que abalaram o país. O regime de câmbio foi mudado de bandas cambiais para câmbio flexível no período que ocasionou mudança significativa na série TXCAMBIO. Desse modo, é interessante analisar essa relação em dois períodos distintos, 1990-1998 e 1999-2005, repetindo os testes econométricos de raiz unitária e de co-integração entre as variáveis, para verificar se há alguma diferença nos resultados.

4.1. Análise do período da abertura comercial até o fim do regime de bandas cambiais (1990-1998)

O período analisado data de janeiro de 1990 a dezembro de 1988, começando com o governo Collor, quando houve tendência à desvalorização do câmbio real. Posteriormente, houve queda na taxa de câmbio real efetiva com a criação do Plano Real, em que o câmbio foi utilizado como âncora para atingir a estabilidade monetária. Depois disso, foi implantado o regime de bandas cambiais no primeiro governo FHC, e

o câmbio passou a variar dentro de faixas pequenas definidas pelo Banco Central.

A Tabela 4 mostra os testes de raiz unitária das séries TXCAMBIO e EXPORT, respectivamente, no período de 1990 a 1998. O melhor modelo de análise para as séries TXCAMBIO e EXPORT é o sem constante e tendência. Pode-se concluir que as séries da taxa de câmbio e de exportações de automóveis são não-estacionárias, pois não se rejeitam as hipóteses nulas de existência de raiz unitária. A Tabela 5 confirma que ambas as séries são integradas de ordem 1, ou seja, as primeiras diferenças são estacionárias.

Tabela 4 – Teste ADF para as séries em nível -1990-1/1998-12

Modelo	Taxa de câmbio real efetiva (TXCAMBIO)	Exportações de veículos (EXPORT)	Valor crítico *	Número de defasagens para TXCAMBIO e EXPORT**
Completo	-2,93053	-3,98614	-3,45276	1 e 0
Sem tendência	-2,83228	-3,59273	-2,88893	1 e 0
<i>Sem tendência e sem constante</i>	0,48339	-1,03252	-1,94388	1 e 0

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor crítico de Dickey-Fuller a 5%.

(**) O número de defasagens foi obtido do critério de Schwartz.

Tabela 5 – Teste ADF para as séries em primeira diferença -1990-1/1998-12

Modelo	Taxa de câmbio real efetiva (TXCAMBIO)	Exportações de veículos (EXPORT)	Valor crítico *	Número de defasagens para TXCAMBIO e EXPORT**
Completo	-7,57845	-9,65183	-3,45276	0 e 1
Sem tendência	-7,41675	-9,67187	-2,88893	0 e 1
<i>Sem tendência e sem constante</i>	-7,37589	-9,71844	-1,94388	0 e 1

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor Crítico de Dickey-Fuller a 5%.

(**) O número de defasagens foi obtido do critério de Schwartz.

Como as séries TXCAMBIO e EXPORT, no período analisado, são não-estacionárias e integradas de ordem um, pode-se realizar o teste de co-integração. O número de defasagens escolhido pelos critérios de informação foi três e o modelo utilizado foi de uma constante no vetor de co-integração. A Tabela 6 mostra os Testes do Traço e do Máximo Autovalor com seus valores críticos a 5%. Ambos os testes rejeitam a hipótese nula de vetor de co-integração no modelo; portanto, não existe relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e as exportações de automóveis, nesse período. Assim, a análise do período na qual houve menor turbulência cambial mostra que não há relação estável de longo prazo entre a taxa de câmbio real e as exportações de automóveis.

Tabela 6 – Testes de co-integração -1990-1/1998-12

≤

Fonte: Dados da pesquisa.

4.2. Análise do período de câmbio flexível (1999-2005)

As pressões sobre o câmbio, que culminaram no ataque especulativo ao real no início de 1999, levaram o Banco Central a abandonar o sistema de bandas cambiais e adotar o regime de câmbio flexível. O resultado foi uma desvalorização expressiva do câmbio real efetivo. Outro movimento importante foi a desconfiança causada pela possível eleição do presidente Lula, que representava uma incógnita com relação a sua política econômica. Houve, assim, um período de desvalorização em 2002. Entretanto, logo após o comprometimento do governo com uma política econômica ortodoxa, a moeda valorizou-se e esse é o movimento observado até hoje. Já as exportações de automóveis apresentaram tendência positiva observada no período, o que pode ter sido causado pelas desvalorizações ou por aumento de competitividade e outros fatores.

Os testes de raiz unitária das séries TXCAMBIO e EXPORT, no período de 1999 a 2005, estão explicitados nas Tabelas 7 e 8. Novamente, o melhor modelo é aquele sem tendência e constante. Para ambas as séries, não se rejeita a hipótese de raiz unitária para a série em nível e rejeita-se para a série em primeira diferença. Portanto, conclui-se que as duas séries de análise são não-estacionárias e integradas de ordem 1.

$H_0: \text{rank}=p$

$P=0$

$P? 1$

Tabela 7 – Teste ADF para as séries em nível -1999-1/2005-12

Modelo	Taxa de câmbio real efetiva (TXCAMBIO)	Exportações de veículos (EXPORT)	Valor crítico *	Número de defasagens para TXCAMBIO e EXPORT**
Completo	-3,76956	-4,863663	-3,46420	1 e 0
Sem tendência	-3,06753	-1,52820	-2,89635	1 e 1
<i>Sem tendência e sem constante</i>	-0,29135	0,15206	-1,94471	1 e 1

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor crítico de Dickey-Fuller a 5%.

(**) O número de defasagens foi obtido do critério de Schwartz.

Tabela 8 – Teste ADF para as séries em primeira diferença -1999-1/2005-12

Modelo	Taxa de câmbio real efetiva (TXCAMBIO)	Exportações de veículos (EXPORT)	Valor crítico *	Número de defasagens para TXCAMBIO e EXPORT**
Completo	-6,12698	-11,84248	-3,46420	0 e 0
Sem tendência	-5,97505	-11,91524	-2,89635	0 e 0
<i>Sem tendência e sem constante</i>	-6,01037	-11,90949	-1,94471	0 e 0

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) Valor crítico de Dickey-Fuller a 5%.

(**) O número de defasagens foi obtido do critério de Schwartz.

Como as séries TXCAMBIO e EXPORT, no período analisado, são não-estacionárias e integradas de ordem um, pode-se realizar o teste de co-integração. O número de defasagens escolhido pelos critérios de informação foi dois, e o modelo utilizado foi de uma constante no vetor de co-integração. A Tabela 9 mostra os Testes do Máximo Autovalor e do Traço com seus valores críticos, a 5%. O teste do traço rejeita a hipótese nula de existência de vetor de co-integração no modelo, a 5% de significância (e também a 1%). Já o teste do Máximo Autovalor não rejeita por pouco a hipótese nula, a 5% de significância, de vetor de co-integração no modelo, mas rejeita a 1%. A conclusão foi de que a hipótese nula deve ser rejeitada. Dessa forma, a análise desse período no qual ocorreram agitações cambiais revela que não existe relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real efetiva e as exportações de automóveis.

Tabela 9 – Testes de co-integração -1999-1/2005-12

$H_0: \text{rank}=p$	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	Teste do Máximo Autovalor	Valor Crítico (5%)
P=0	17,76	19,96	15,97	15,67
P≤1	1,80	9,24	1,80	9,24

Fonte: Dados da pesquisa.

Conclui-se que a separação do período estudado em dois subseqüentes períodos não alterou a conclusão inicial de não relação de longo prazo entre as exportações de automóveis e a taxa de câmbio real efetiva. Claramente, independente do regime cambial e de haver ou não uma quebra estrutural, as exportações de veículos não têm relação de longo prazo com a taxa de câmbio real efetiva. Outros fatores parecem ter influenciado a exportação de veículos. Essa conclusão é a mesma de Kannebley Jr. (2003), que, ao usar testes de raiz unitária com quebra estrutural, afirmou que não é possível estabelecer relação de longo prazo entre o “quantum” exportado e a taxa de câmbio real para o setor de veículos, entre 1985 e 1998. Sua conclusão é de que há predominância

de fatores inerciais que determinam a evolução do “quantum” exportado ao longo do tempo.

De acordo com Santos (2001), na busca crescente de redução de custos e aumento de lucros, as estratégias das montadoras evoluíram para uma redivisão da produção em bases mundiais, com a incorporação das unidades dos mercados emergentes em sua rede de produção. Assim, o Brasil foi escolhido pela maior parte das empresas como plataforma regional de exportações para a América do Sul, e a sua dinâmica de exportações obedece, assim, lógica própria. Isso não significa negar o papel do câmbio nas exportações de veículos, mas entender que essa dinâmica é determinada por estratégias mundiais das empresas do setor.

4.3. Causalidade de Granger

Outra análise econométrica utilizada para avaliar a relação entre a taxa de câmbio real efetiva e as exportações de automóveis, no período de 1990 a 2005, é a Causalidade de Granger. Mais precisamente, ela julga se mudanças na taxa de câmbio real efetivo precedem mudanças nas exportações de automóveis e vice-versa.

Como foi observado na Tabela 1 que as séries EXPORT e TXCAMBIO são não-estacionárias, o teste de causalidade nas variáveis em nível não terá um resultado estatisticamente correto, pois a estatística do teste não converge para uma distribuição F. Assim, utilizou-se a primeira diferença das séries EXPORT e TXCAMBIO (DEXPORT e DTXCAMBIO, respectivamente), que são estacionárias. A Tabela 10 fornece os resultados do teste de Causalidade de Granger entre as séries DTXCAMBIO e DEXPORT, no período analisado. Conclui-se que não há Causalidade de Granger em nenhuma direção. Os dados da probabilidade mostram que mudanças na taxa de câmbio real efetiva não precedem mudanças nas exportações de automóveis e vice-versa.

Tabela 10 - Resultados do Teste de Granger nas séries DTXCAMBIO e DEXPORT - 1990-1/2005-12

H ₀ - Hipótese nula	Teste F	Probabilidade	Resultado
DTXCAMBIO não causa DEXPORT	0.75935	0.69121	Não rejeitado
<i>DEXPORT não causa DTXCAMBIO</i>	1.19083	0.29421	Não rejeitado

Fonte: Resultados da pesquisa.

5. Conclusão

Este estudo objetivou analisar a existência, ou não, da relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real efetiva e as exportações de automóveis do Brasil, no período de 1990 a 2005. Além disso, procurou-se dividir a amostra em dois períodos para analisar a ocorrência desta relação de longo prazo entre essas variáveis.

Todos os resultados obtidos não provaram a existência dessa relação de longo prazo entre taxa de câmbio real efetiva e exportações de automóveis no Brasil, em nenhum dos períodos analisados. Não existiu também causalidade entre essas variáveis, no período.

Portanto, conclui-se que a variável taxa de câmbio real efetiva não é necessariamente vital para explicar o “quantum” exportado de veículos no Brasil. Entretanto, isto não significa negar que a taxa de câmbio seja fator importante na competitividade dessa indústria, mas sim indicar a existência de outros fatores que dominam a determinação da evolução das exportações. No caso da indústria automobilística, o que parece ser preponderante no aumento das exportações é a reorganização da produção mundial em grandes blocos. Assim, o Brasil foi escolhido pela maior parte das empresas como plataforma regional de exportações para a América do Sul, visto que sua dinâmica de exportações obedece lógica própria.

Referências

ASSOCIAÇÃO DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES – ANFAVEA. **Anuário da Indústria Automobilística Brasileira 2007**. Disponível em <http://www.anfavea.com.br/anuario2007/Cap00_2007.pdf> Acesso em 24/09/2007.

COELHO, A. B. **A Cultura do Algodão e a Questão da Integração entre Preços Internos e Externos**. 2002, 136p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, 2002.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, 74, 427-431, 1979.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York, John Wiley and sons, Inc., 1995.

GONÇALVES, R. Competitividade internacional e integração regional: A hipótese da inserção regressiva. **Revista de Economia Contemporânea**– Vol. 5 – Edição Especial, 2001.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v 37, p. 424-438, 1969

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEADATA. Disponível em< <http://www.ipeadata.gov.br>> Acesso em 20/09/2007.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol.12, p. 231-254, 1988.

KANNEBLEY JÚNIOR, S. Desempenho Exportador Brasileiro Recente e Taxa de Câmbio Real: Uma Análise Setorial. **Revista Brasileira de Economia**, v.56, n.3, p. 429-456, 2002.

MOREIRA, C.A.L.; MELO, M.C.P. Comércio exterior brasileiro: uma análise das trocas regionais no âmbito do Mercosul. **Mercator – Revista de Geografia da UFC**. Fortaleza, CE, ano 01, número 01, p. 61-77, 2002.

ROCHA, L. E. V. **Determinantes da Taxa de Câmbio Real e Seu Efeito Sobre Preços Agrícolas**. 1995, 195p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 1995.

SANTOS, A. M. M. Reestruturação da Indústria Automobilística na América do Sul. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 14, p. 48-64, set. 2001.

SANTOS, A. M. M.; GONÇALVES, J.R.J. Evolução do Comércio Exterior do Complexo Automotivo. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 13, p. 205-218, mar. 2001.

SILVA, O. M. **Apostila de Economia Internacional II**. ECO 475 Economia Internacional II Viçosa: UFV, 2006.

SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. 2ª Edição. São Paulo: Atlas, p. 99-106, 1995.

Abstract – The objective of this paper was to analyze whether there is a long-run relationship between Brazilian automobile exports and the real effective exchange rate in Brazil in the 1990-2005 period. The methodology used was cointegration analysis, in particular, the Johansen procedure. Results showed no cointegration between automobile exports and the real effective exchange rate in the period, even when the sample was split to capture distinct exchange rate regimes. The main conclusion is that Brazilian automobile exports in the period are better explained by other factors, such as firm strategies, institutional factors and sector-specific changes.

Keywords: real effective exchange rate, exports, automobile, cointegration.