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.*

REPASSE DAS VARIAÇÕES DA TAXA DE CÂMBIO NOS PRECOS DO VAREJO: UMA ANALISE COM DADOS DO ÍNDICE DE PREÇOS AO CONSUMIDOR DE CAMPO GRANDE

CATIANA SABADIN; MARA HUEBRA GORDIM; JAIMW JORDAM;

CENTRO UNIVERSITÁRIO DE CAMPO GRANDE - UNAES

CAMPO GRANDE - MS - BRASIL

engenhariadeproducao@unaes.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

REPASSE DAS VARIAÇÕES DA TAXA DE CÂMBIO NOS PRECOS DO VAREJO: UMA ANALISE COM DADOS DO ÍNDICE DE PREÇOS AO CONSUMIDOR DE CAMPO GRANDE

Grupo de Pesquisa: *Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas*

RESUMO

O Objetivo deste trabalho é analisar o repasse cambial do preço a varejo do óleo comestível na cidade de Campo Grande. Utiliza-se um modelo de formação de preços no varejo baseado na tendência da taxa de cambio pela transformação de Koyck . Estatisticamente foi utilizado o método de series temporais entre preços do óleo e a taxa de câmbio e se estabeleceu que existe uma relação de co-integração entre os preços do óleo e a taxa de câmbio no médio prazo aplicou-se o Método de Correção dos Erros e foram obtidos os seguintes resultados: (a) a elasticidade do repasse cambial nos preços do óleo ao varejo no curto prazo é muito reduzida (b) no médio prazo o repasse cambial é parcial (c) o repasse cambial explica uma redução dos preços de óleo comestível de -2,77% em 2005 mas a queda do preço do óleo comestível é de -7,25%.

Palavras-chave: transmissão de preços, repasse cambial, preço do óleo

I INTRODUÇÃO

O propósito do presente estudo é analisar o grau na quais as variações da taxa de cambio se refletem em um bem comerciável internacionalmente[1] (ou *tradeable*) no mercado doméstico. Esse fenômeno em inglês é conhecido por *Pass-Through* (PT) e mais precisamente, é o repasse cambial ao preço final de um bem *tradeable*. Para desenvolver essa pesquisa foi utilizada a base de dados do Índice de Preços do Consumidor da Cidade de Campo Grande (IPC/CG) calculado pela UNIDERP/UNAES/FIPE e de conhecimento público desde o mês de abril de 2003.

É um estudo empírico, com fundamentos teóricos da teoria de determinação de preços com uma ampla aplicação no meio acadêmico tanto no Brasil como no exterior.

Os estudos do repasse cambial chamam a atenção dos pesquisadores das áreas de economia internacional e macroeconomia, desde que, a nível mundial, o sistema de taxa de câmbio fixo foi sendo substituído nas transações internacionais pelas taxas flutuantes e o seu estudo passa a ser muito relevante. Em decorrência dessa situação se estuda a relação entre taxa de cambio e preços internos dos bens *tradeables.* O esperado é que exista uma relação muito forte entre as variações das taxa de cambio e os preços internos destes bens. Uma relação desta natureza facilitaria o ajuste internacional de balanço de pagamentos de um país, porque a sinalização das tendências da taxa de cambio se refletiam nacionalmente nas relações entre preços *tradeables* e não *tradeables*. Ou seja, uma depreciação da taxa de cambio em um país teria que ter o efeito de reduzir os preços dos bens não *tradeable* e

[1] Um bem comerciável internacionalmente o *tradeable* é aquele que pode cruzar fronteiras

aumentar o *tradeables* para gerar um processo de ajuste de balança de pagamentos com aumento das exportações e redução de importações.

A evidência internacional demonstrou que nos países industriais o repasse cambial não era muito significativo, mas que, nas economias em desenvolvimento e abertas o repasse funcionava razoavelmente mas com limitações, pelo fato de que uma grande proporção do peso do IPC são bens não *tradeables* (Goldstein Khan (1989)).Estudos mais recentes no Brasil mostram que o repasse cambial nos índices de preços é muito reduzido.

O enfoque deste trabalho é microeconômico e tem por objeto estudar o repasse cambial em um bem altamente *tradeable* no mercado internacional: o óleo comestível. Este produto foi escolhido pelos seguintes motivos: (a) é um produto *tradeable* e homogêneo (b) no período de analise (Abril de 2003 a Dezembro de 2005) não teve mudanças no âmbito tributário (o que aconteceu com o feijão e arroz) (c) Não teve choques de oferta muito significativos , como foi o caso da carne de gado (d) e os efeitos de *branding* ou marca não são tão acentuados na estrutura de preços, como no café.

Desta forma elegeu-se o óleo comestível como o melhor produto para o estudo, mesmo não sendo ainda o ideal, porque como será analisado, existem efeitos no mercado internacional.

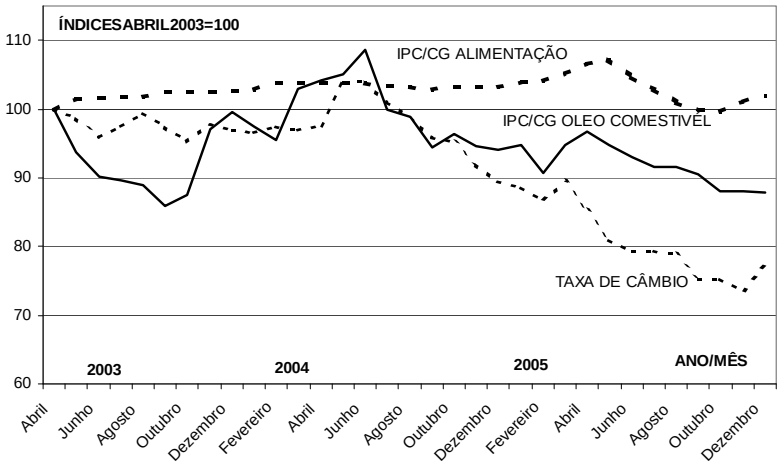
Como a taxa de câmbio no Brasil está em queda, é possível que uma redução no preço do óleo seja atribuível a um efeito do repasse cambial. Mas também existe um efeito na redução dos preços de exportação. Por tanto o objeto de estudo é medir o repasse cambial no óleo de soja.

O presente artigo é organizado em cinco seções. Na segunda seção se apresenta o comportamento dos dados; na terceira parte o modelo teórico que será aplicado, e na quarta os resultados. Na quinta serão feitas as considerações finais.

II COMPORTAMENTO DE PREÇOS E TAXA DE CÂMBIO

Para que se tenha um panorama geral das variáveis estudas é necessário conhecer o comportamento dos preços dos alimentos, os preços do óleo comestível e a taxa de câmbio. As duas variáveis são expressas em índices, tendo o mês de abril de 2003 como base, quando se iniciou a divulgação do IPC/CG, como se pode observar na Figura 1. É importante observar que mo mês de maio de 2005 as três curvas mostram uma tendência decrescente. Os

preços do grupo alimentação na cidade de Campo Grande tiveram uma diminuição, e em 1995, essa diminuição foi de -1,88%. Mas essa variação é de -4,88% entre maio e dezembro de 1995. Ou seja a tendência de preços do grupo alimentação foi aumentar entre janeiro e março de 2005, sendo que a partir desta data os preços do grupo alimentício diminuem. Mas essas variações negativas são muito maiores na taxa de câmbio. Em 2005 a queda da taxa de cambio foi de -12,91% e -4,66% em todo o ano e entre maio a dezembro respectivamente. Este comportamento é o oposto ao que aconteceu nos preços do grupo alimentos: a taxa de câmbio se reduz de forma acentuada desde o inicio d ano até abril. De maio a dezembro de 2005 a taxa de cambio e do grupo de alimentos apresenta uma queda com percentuais similares. Esta simples comparação permite apontar que possivelmente o grupo alimentação reage frente a uma queda na taxa de câmbio com uma defasagem de tempo, e que os tomadores de decisão de preços atuam na base das tendências da taxa de cambio e não com base variações pontuais. Se considerarmos que o óleo comestível é um *tradeavel,* as variações de preço entre janeiro a dezembro de 2005 são de -7,25% e entre maio e dezembro -7,15% ou seja, quase toda a redução de preços do óleo comestível em 2005 acontece a partir de mês de maio. Desta forma, observa-se que o preço do óleo comestível tem uma redução maior que o conjunto do grupo alimentação. Por outro lado, as reduções da taxa de câmbio entre março e dezembro de 2004 foram de 13,8%. A conclusão preliminar é que o repasse cambial no preço do óleo comestível é, aparentemente, parcial, ou seja, nem toda a redução da taxa de câmbio se traslada ao preço de óleo.

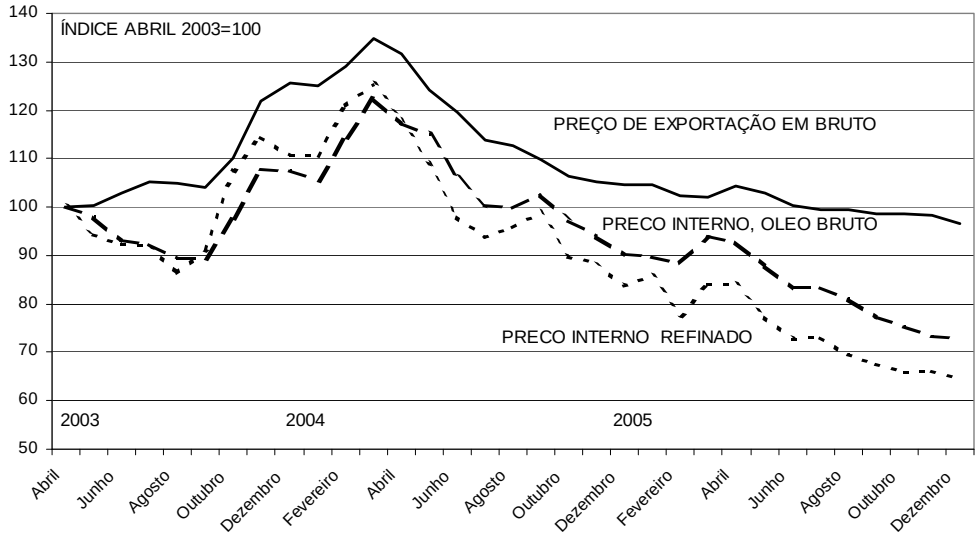


Fonte: Base de dados do IPC

Figura 1. Comportamento da Taxa de Cambio e do IPC/CG: grupo alimentação e óleo comestível (Índice Abril de 2003=100)

No Brasil existem quotizações de preços internos para óleo bruto e refinado. Além disso foi construído um índice na base do preço de exportação do óleo bruto considerado muito representativo. A informação deste índice foi obtida no Web-Alice do Ministério de Industria Comércio (com Nomemclatura Comum do Mercosul No 150710.00). Não foi considerado como preço relevante o preço de exportação do óleo refinado, porque as exportações brasileiras desse produto são menos importantes, e o mercado do óleo bruto é um mercado mais livre que o do óleo refinado. O último produto tem tarifas alfandegárias maiores que as do óleo bruto e ingresso em determinados mercados em condições preferenciais; por tanto uma serie de preços pode estar distorcida.

Na Figura 2 o índice do preço de exportação foi obtido em dólares e por reflete o comportamento mensal do preço no mercado internacional. As outras duas linhas do gráfico medem os preços internos em reais. O propósito do gráfico é demonstrar que existe uma variação de preços tanto internacionais quanto da taxa de cambio e que o ritmo em cada caso é muito diferente. Entre janeiro a dezembro de 2005 as reduções dos preços internos do atacado foram de 19,04% e 24,88% para óleo refinado bruto e refinado respectivamente. Os preços de exportação expressos em dólares tiveram apenas uma redução de 7,72%, o que se pode inferir que a redução dos preços internos devem ser explicados mais pela redução da taxa de cambio do que por efeito de preços internacionais. Outro fenômeno que é importante destacar é que a redução de preços de atacado se iniciou no mês de abril de 2005, um mês antes que a tendência dos preços do varejo indicavam sua redução. Conclui-se que os preços do atacado estão sincronizados e reagem com um mês de diferença, o que indica a operação de um mercado com um grau aceitável de perfeição.



Fonte: base de dados do IPC/Campo Grande-MS

Figura 2. Preços Internos do Óleo Bruto e refinado e Preço de Exportação do Óleo Bruto

III MODELO TEORICO

O modelo aplicado interpreta o comportamento dos tomadores das decisões relacionado aos preços, e que são consistentes com os dados analisados no item anterior .

O primeiro componente da estrutura do modelo se refere ao fato de que os tomadores de decisões procuram determinar a taxa de cambio de tendência ou de longo prazo, o que têm relação com as taxas de cambio passadas e não com mudanças pontuais. Esse comportamento pode ser representado pela equação (1) que diz, que a taxa de cambio de tendência no período (TCTt) é uma função das taxas de cambio dos períodos passadas.

$$TCTt=f(TC_t +\lambda TC_{t-1}+\lambda^2 TCT_{t-2}+\ldots \ln\lambda^n TC_{t-n})$$

(1)

Se supõe que $\lambda<1$ por tanto a medida que o prazo fica se distancia do presente, o efeito da taxa de câmbio é menor.

De acordo com o comportamento observado, os tomadores de decisões determinam seus preços no período t (Pt) de acordo com uma taxa de câmbio de tendência, da seguinte forma:

$$Pt= \gamma+ \beta TCTt +\varepsilon = \gamma+ \beta (TC_t +\lambda TC_{t-1}+\lambda^2 TCT_{t-2}+\ldots \ln\lambda^n TC_{t-n})+\varepsilon$$

(2)

Assumem-se que as variáveis estão definidas como logarítmicas; então a elasticidade de repasse da taxa de cambio aos preços é igual a:

$$dPt/dTCTt =\beta$$

(3)

No longo prazo a elasticidade de repasse cambial das mudanças passadas será

$$dPt/dTC_{t-i} =\beta\lambda^i =\beta(1+\lambda+\lambda^2+\lambda^3\ldots) \quad =\beta/(1-\lambda)$$

(4)

A equação (4) mede a variação no preço por efeito das mudanças passadas da taxa de cambio e por tanto é o repasse cambial de longo prazo.

Assim, a equação (2) defasada em um período pode ser escrita da seguinte forma:

$$Pt\text{-}1=\gamma+\beta(TCT_{t-1}+\lambda TCT_{t-2}+\lambda^2 TCT_{t-3}..)$$

(5)

Multiplicando a equação (5) pelo parâmetro l e subtraindo o resultado da equação (2) e colocando em evidencia Pt obtemos:

$P_t=\gamma(1\square\lambda)+\beta TCT_t+\lambda P_t-1+\lambda(e_t-e_{t-1})$

(6)

Se $\alpha=\gamma(1\square\lambda)+\beta\square$e $\lambda(e_t-e_{t-1})=\upsilon$ a equação (6) se converte em

$P_t=\alpha+\beta TCT_t+\lambda P_{\tau-1}+\upsilon$ (7)

A principal conclusão da equação (7) é que o repasse cambial depende da taxa de câmbio do período anterior.

IV RESULTADOS

(a) Estimativas Econométricas

Para obter os resultados estimamos que na base da especificação da equação (7) se utilizam as seguintes séries de tempo:

Pt = Logaritmo do índice de preços ao consumidor de óleo comestível no IPC/CG,

TCT = Logaritmo do Índice da Taxa de câmbio média comprador vendedor Abril 2003

As series se encontram no anexo do presente trabalho

As estimativas econométricas são na base de mínimos quadrados ordinários (OLS) e seus resultados se apresentam na continuação.

Quadro 1. Resultados das regressões com logaritmo do preço de óleo ao varejo como variável Independente

Variável Independente	**OLS**
Preço Óleo ao varejo com defasagem (β)	0,70[(a)]
Desvio Padrão	(0,12)
Taxa de Câmbio tc (λ)	0,11[(b)]
Desvio Padrão	(0,06)
Constante	0,67
Desvio Padrão	(0,47)
No. Observações	33
R2 ajustado	0,63
Test F	27,62
MSE	0,064
Durbin Watson	1,51
As erros são normais	Não

Fonte: Estimativas do Estudo

Significância estatística de (a) 1% (b) 5% (c) 10%

Os resultados do Quadro 1 indicam que no curto prazo; o repasse de uma variação da taxa de câmbio no preço do varejo do óleo comestível é de 11%. Exemplificando: se a taxa de cambio subir 10% em um mês, o efeito no preço do varejo do óleo comestível no mesmo mês é de 1,1%, o que implica na afirmação de que o repasse cambial no curto prazo é baixo. O repasse cambial no longo prazo se estima de acordo com a equação (4). Como a elasticidade

do repasse cambial de longo prazo é igual a:$\beta/(1-\lambda)$ o resultado indica que =0,70/(1-0,11)=0,37. Em termos práticos, a redução do preço do óleo em 2005 que foi de 12,91% implicou em um repasse cambial nos preços do óleo comestível de -4,77%. Porém, como a queda nos preços do óleo comestível foi de 7,25% em 2005, cerca das duas terceiras partes são atribuíveis a uma redução da taxa de câmbio e a diferença a outras variáveis não consideradas na equação (6) como custos domésticos, preços internacionais, margens de lucro do atacadista etc.

(b) Testes de estacionariedade das variáveis

Com o resultado dos testes aplicados se identificou que a covariância dos erros não era zero. Portanto,o passo a seguir é verificar a estacionariedade das séries, e a existência da raiz unitária, bem como estimar o vetor de co-integração no caso que as series foram co integradas.

Esta parte do trabalho tem o propósito de estabelecer se as séries que utilizaremos são estacionárias. Como expressamos na parte 3, do modelo teórico as características que fazem ótimo os parâmetros com as estimativas OLS é que a variável independente não seja aleatória e que os erros tenham ruído branco. Para esse efeito as séries tem que ser estacionárias, ou seja, tem que cumprir três condições:

> " diz-se que um processo estocástico é estacionário se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada" Gujarati (2000) p.719

A estacionariedade se estabelece na base do correlograma e dos testes Dikey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado (DFA) o Phillips-Perron (PP). Os procedimentos recomendados em cada caso são a de estimar funções com base nas diferenças, de acordo com as seguintes especificações:

Modelo DF: se estima a regressão $\Delta Y_t=\delta Y_{t-1}+e$,

O teste DF onde a hipótese nula é $\delta=0$, os erros são autocorrelacionados. Os testes que se utiliza é estatística □□□de Dickey-Fuller. O erro padrão de δ□ se divide e se calcula o valor □ □□da amostra. Se o valor absoluto da amostra excede os valores críticos de τ, então não se rejeita a hipótese de que a série seja estacionária.

O DFA se utiliza o modelo seguinte:

$$\Delta Y_\tau=\beta_1+\beta_2\tau+\delta Y_{t-1}+\alpha\Sigma\Delta Y_{t-i}+\varepsilon_\tau$$

Na função anterior se utiliza uma ou muitas diferenças da variável dependente com a idéia de que o erro seja serialmente diferente. No modelo se incluem a variável t com o objetivo de se considerar uma tendência para verificar se a estimativa é espúria.

Os resultados dos testes podem ser duas series não estacionarias, e ter a mesma raiz unitária; nesta situação se deve investigar se uma combinação linear das mesmas é estacionária. Se a combinação de linear é estacionaria se diz que as series são co-integradas, e tem uma relação de longo prazo determinada pelos parâmetros estruturais e de curto prazo pelos erros. Se as funções têm o mesmo grau de co - integração pode se calcular os efeitos recíprocos entre as duas variáveis por meio de um modelo de correção dos erros.

A aplicação dos testes de DF DFA e Phillips-Perron (PP) permitem obter os seguintes resultados da amostra:

Quadro 2: Testes de Estacionaridade

Variável	Vr da amostra
Pt	
τ-DF	-1,332
τ–DFA	-1,772
τ-PP	-2,006
ΔPt	
τ-DF	-3,025
τ-DFA	-5,294
τ-PP	-5,327
TCT	
τ-DF	-1,967
τ-DFA	-0,091
τ-PP	-0,096
ΔTCTt	
τ-DF	-2,787
τ-DFA	-4,689
τ-PP	-4,638

Para determinar se as séries são estacionárias foram calculadas as equações para os modelos DF e DFA para a primeira e segunda diferença e se geraram os correlogramas correspondentes . Os valores críticos das tabelas de Mc Kinnon são de –3,770, -2,990, -2,432 para 1% , 5% e 10% de nível de significância estatística. Os valores criticos não permitem rejeitar a estacionareidade das variáveis. Se aceita a estacionaridade com a primeira diferença. Isso quer dizer que as duas variáveis são não estacionarias e tem raiz unitária na primeira diferença, ou seja elas são I(1).

Como o teste de Johansen determina uma relação de co integração entre o preço do óleo e taxa de câmbio se verifico se os erros da equação estimada são estacionarias. Para esse efeito se estima a primeira diferencia na base do modelo DF é os resultados dos testes são os seguintes τ-DF=-2,07 τ-DFA=-4,953 τ-PP=-4,936, os valores críticos na tabela de Mc Kinnon são -3,716, 2,885, -2,144, para 1%, 5% e 10% de significação estatística respectivamente. Por tanto a combinação linear dos erros é estacionaria. Obteve-se o correlograma dos erros e se confirma que as series dos errossão estacionarias por tanto existe uma relação de co integração entre preço de óleo e taxa de câmbio.

A conclusão é que existe uma relação de longo prazo e curto prazo entre o preço da óleo comestível e taxa de câmbio. Para esse efeito se procede a estimar novamente com vetor de correção dos erros com as primeiras diferenças de acordo a especificação recomendada por o teste de Johansen que é com intercepto mais sem tendência:

$$\Delta pi = erro + \theta 1 \Delta lpt\text{-}1 + \theta 2 \Delta lpt\text{-}2 + \Delta .tc + \upsilon$$

Os resultados obtidos são os seguintes:

Quadro 3. Modelo de correção dos erros da variável dependente logaritmo da primeira diferençados preços

Variável Independente	**Coeficiente e Erro Padrão**
Correcão de erros	-0.16
Erro Padrão	(0.15)
Log primeira diferença de pt-1	0.11
Erro Padrão	(0.19)
Log primeira diferença de pt-2	-0.09
Erro Padrão	(0.18)
Log primeira diferença da tc	0.52 (b)
Erro Padrão	(0.24)
Constante	0.73
Erro Padrão	0.70
R2	0.06
SEQ	0.03

Significância estatística de (a) 1% (b) 5% (c) 10%

Obsaerva-se no Quadro 3 que a elasticidade de longo prazo tem uma correção importante, observe que a correção dos erros é negativa, o seja a estimação sobre estimava o repasse cambial. Na verdade o repasse cambial é menor em um 16% ao estimado na base da equação (8). Lembre-se que o parâmetro β=0.70. O seja, o novo valor de β=70-0,16=0,54, dessa forma a elasticidade de longo prazo do repasse cambial é 0,23. O seja somente um 23% da variação cambial e repassada ao preço do óleo. Voltando ao exercício anterior com no ano 2005 a taxa de cambio diminui em 12,1% o repasse cambial é somente 2,77%, mais como o preço do aceite de óleo se reduz em 7,25% dos outros fatores resultam mais importantes, como por exemplo o preços internacionais, o margem de lucro dos atacadistas o varejistas etc.

O que pode chamar a atenção e que as variações dos preços por atacado são importantes, o pode esta manifestando um repasse cambial importante em esse mercado. A pergunta é a seguinte: porque as variações no preço do atacado não se repassam ao preço ao varejo. Existem três explicações para esse fenômeno:

a) No preço do varejo existe uma serie de custos não *tradeable*s, por exemplo, os custos do varejista (depreciação de ativos fixos como edifícios, sítios, e custos operacionais como armazenagem, transporte, energia elétrica etc) que não tem uma relação com a taxa de cambio.

b) Os varejistas podem considerar que a estabilidade de preços é uma situação benéfica e que mudanças muito freqüentes de preços têm um custo. Mudar os preços tem um custo em termos de pesquisa de preços no mercado e prognosticar o comportamento do concorrente. Se os custos de mudar os preços são mais importantes que os benefícios o varejista não muda seus preços. Isso é o que na literatura econômica se chamam os custos do menu ou cardápio.

c) É possível que o varejista não possa distinguir o que são as tendências e movimentações conjunturais da taxa de câmbio e por tanto ajuste os preços em forma muito pausada depois de confirma uma tendência.

Esses comentários podem estar apoiando o resultado de que os preços no período analisado tem uma tendência forte a estabilidade e por tanto existe um repasse cambial muito limitado da taxa de câmbio.

IV CONSIDERAÇÕES FINAIS

Antes da apresentação das conclusões desejamos incluir algumas advertências sobre os resultados das pesquisas. As series do IPC/CG é curta (33 observações) é corresponde a quase três anos. Por tanto toda essa evidencia e conclusões se referem a essa particular experiência.Também e bom salientar que os resultados se referem a um produto *tradeable* com um comportamento bem definido, e uma tendência estável no mercado internacional e sem choques de oferta no mercado interno.

Os resultados se qualificam com um intermédio entre o que são as descobertas dos estudos macroeconômico que estabelecem um repasse cambial não significativo com os estudos microeconômicos que qualificam o mercado do óleo de um grau aceitável de perfeição em quanto a transmissão de preços.

Nossos resultados são que o repasse cambial no produto que estudamos no período de analise e parcial e limitado, porque o repasse cambial explica uma 33% da variação dos preços no óleo comestível. No curto prazo, o seja , o que se refere a decisão do varejista no mês a mês o efeito da taxa de cambio não e importante. Mais como existe uma relação de co – integração, pode estabelecesse que no longo prazo existe uma relação entre a taxa de câmbio e os preços finais.

Um tema de ordem macroeconômico é o seguinte uma redução da taxa de câmbio tem o beneficio de gerar preços mais baixos para o consumidor. E custo de uma taxa de cambio baixa é perda de empregos no setor de exportação e nas industrias de substituição de exportações. Mais com um repasse cambial tão imperfeito aparece que uma redução da taxa de cambio de um fenômeno, sem benefícios, mais se com custos para a sociedade.

BIBLIOGRAFIA

GOLDSTEIN M. KHAN M.S., 1985, *Income Price effects in Foering Trade*, em R.W. JONES Ep.b.KENAN Handbook of International economics, Vol II p. 1040 1105

KOYCK L.M. Distibuted lagss and Investimente Analysis, Amsterdeam:North-hollanda Publishing Company,1954

MARGARIDO, M,,TUROLLA F. FERNANDES F.. *Analise da transmissão de preços no mercado internacional da soja*, Pesquisa e Debate v.12 n2(20), p.5-50,2001

MENON J.1993, *Exchange Rates Pass-Throug For Australian Manufactured Imports: Estimates from the the Johansen Maximum –Likelihood, Procedure*, Centre of Policy Studies, Monash University, Preliminary working Paper N0. IP-60

GOLDFAJN I. RIBEIRO S. ,2000, The Pass-Throug from depretiation to inflation:A panel Study, Working Paper Series No.5, Banco Central do Brasil

GUJARATI D. Econometria Básica, Editorial Makron Books, Terceira Edição

ANEXO 1

ÍNDICES DE PREÇOS DO GRUPO ALIMENTAÇÃO E ÓLEO COMESTIVEL E TAXA DE CÂMBIO

ano	Meses	IPC/CG		Taxa de câmbio
		Alimentação	Óleo comestível	
2003	Abril	100,00	100,00	100,00
2003	Maio	101,44	93,65	98,69
2003	Junho	101,72	90,08	95,91
2003	Julho	101,89	89,68	97,48
2003	Agosto	101,83	88,90	99,46
2003	Setembro	102,57	85,87	97,44
2003	Outubro	102,61	87,55	95,29
2003	Novembro	102,61	97,08	97,74
2003	Dezembro	102,76	99,48	96,88
2004	Janeiro	102,91	97,43	96,60
2004	Fevereiro	103,75	95,42	97,39
2004	Março	103,75	102,91	96,90
2004	Abril	103,75	104,15	97,54
2004	Maio	103,75	105,07	103,85
2004	Junho	103,75	108,69	103,93
2004	Julho	103,42	99,91	101,05
2004	Agosto	103,24	98,78	98,89
2004	Setembro	103,02	94,40	95,81
2004	Outubro	103,33	96,44	95,16
2004	Novembro	103,29	94,54	91,91
2004	Dezembro	103,29	94,05	89,50
2005	Janeiro	103,97	94,80	88,58
2005	Fevereiro	104,14	90,76	86,54
2005	Março	105,20	94,73	89,49
2005	Abril	106,57	96,76	85,14
2005	Maio	107,18	94,70	80,91
2005	Junho	104,70	92,99	79,36
2005	Julho	102,98	91,59	79,41
2005	Agosto	101,06	91,54	78,74
2005	Setembro	99,90	90,44	75,23
2005	Outubro	99,78	88,09	75,18
2005	Novembro	101,09	88,08	73,63
2005	Dezembro	102,01	87,93	77,14

Fonte: Base de Dados IPC/CG