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.*

ESTIMATIVA DA DEMANDA DE IMPORTAÇÃO BRASILEIRA DE LEITE EM PÓ, 1980-2002

CAMILA RAFAELA BRAGANÇA DE LIMA E SILVA; MARCELO JOSÉ BRAGA;

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

VIÇOSA - MG - BRASIL

camilabraganca@yahoo.com.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMÉRCIO INTERNACIONAL

ESTIMATIVA DA DEMANDA DE IMPORTAÇÃO BRASILEIRA DE LEITE EM PÓ, 1980-2002

Resumo: Neste trabalho estimou-se a função de demanda de importação de leite em pó no período de 1980 a 2002, utilizando-se o Modelo de Correção de Erros. Especificamente, analisou-se o efeito da variação na quantidade importada do produto como resposta às variações na quantidade produzida internamente, no preço médio de importação, na renda interna, na taxa de câmbio, na taxa de crescimento da população e os impactos provocados pela abertura comercial de 1994. As variáveis que se apresentaram significativas foram apenas o PIB per capta, o preço médio de importação e a produção interna. As demais variáveis como taxa de câmbio, taxa de crescimento da população e a Dummy referente à abertura comercial não foram significativas. Concluiu-se que mudanças tanto no câmbio quanto no crescimento populacional não interferem na quantidade importada de leite em pó.

Palavras-chave: importação, leite em pó, Mecanismo de Correção de Erros.

1. INTRODUÇÃO

Atualmente o Brasil é o quinto produtor mundial de leite, tendo a sua frente apenas a União Européia, Estados Unidos, Rússia/Ucrânia e Índia. No entanto, o país ainda é o segundo maior importador de leite em pó integral. O que pode ser explicado principalmente pelos preços internacionais deprimidos, sendo este setor considerado o mais subsidiado dentre todas as atividades agrícolas pelos países desenvolvidos. O principal fornecedor de leite em pó para o Brasil foi a Argentina com 61,3% das importações, seguida do Uruguai com 36,4% do total importado até setembro de 2005 (Embrapa, 2005).

A produção de leite no Brasil é feita 44,1% em pequenas propriedades de até 50 ha. Ao se analisar somente a região Sul este número sobe para 79,6% (FAGUNDES, 2003). Este fato dificulta a concorrência do produto nacional diante dos preços baixos e das distorções provocadas

pelos produtores internacionais, considerando que a maior parte deles não possui vantagens comparativas para serem eficientes na produção, devido a escala de produção e a impossibilidade de adotar tecnologias mais avançadas.

Por outro lado, a década de oitenta foi marcada pelos altos níveis de inflação e a implementação de diversos planos de estabilização e controle inflacionário, culminando na abertura comercial no final da década de oitenta e início da década de noventa (LEITE, 1999). A entrada de produtos importados foi facilitada na busca de resultados imediatos para controlar a inflação (GOMES, 1996), enquanto este aumento das importações excluía os pequenos produtores (GOMES,2001), ela também reduzia o preço dos insumos básicos para a produção leiteira. O acesso às vacinas e aos fertilizantes mais baratos e modernos foi maior. Segundo SOUSA e CARVALHO (2002) intensificaram-se as importações de leite principalmente provenientes do MERCOSUL, dada a consolidação deste acordo e também pelas multinacionais que permitiram maior facilidade de importação do leite e seus derivados.

Até 1988, o regime de importação protegia severamente todas as atividades produtivas. Eram autorizadas pelo Governo, apenas as importações de produtos que não tinham similar nacional ou aquelas essenciais para suprir o abastecimento interno. Em março de 1990, o novo governo eliminou todas as restrições administrativas às importações, reduzindo seu controle à tarifa aduaneira e taxa de câmbio. Estabeleceu-se também um programa de redução gradativa das tarifas aduaneiras para o período 1991-93 (TEIXEIRA e AGUIAR, 1995).

No entanto, o país caminha para se tornar um exportador líquido de lácteos, tendo o ano de 2004 como o marco do início deste processo, pois foi a primeira vez que as exportações de lácteos brasileiras foram maiores que as importações (MILKPOINT, 2005). A balança comercial de lácteos registrou, em setembro de 2005, um superávit de US$ 5,5 milhões, resultado 577% superior ao saldo positivo de US$ 820 mil, em igual mês do ano passado (INFOLECHE, 2005). No entanto, auto-suficiência no mercado de lácteos não significa que o país não importará mais, porque o importante é o balanço entre o total exportado e importado de produtos lácteos (GOMES, 2005).

Diante destas informações o trabalho tem como objetivo analisar a demanda de importação de leite em pó no período de 1980 a 2002, tendo como objetivo específico mensurar em que intensidade a importação brasileira de leite em pó é afetada pelas variações na renda interna, nos preços médios de importação do produto, na quantidade produzida internamente e na taxa de câmbio e também se pretende verificar os impactos da abertura comercial, que implicou em maior acesso a produtos lácteos importados, dado o estímulo às importações em detrimento das exportações. Para tal objetivo será estimada a função de demanda de importação de leite em pó para o Brasil.

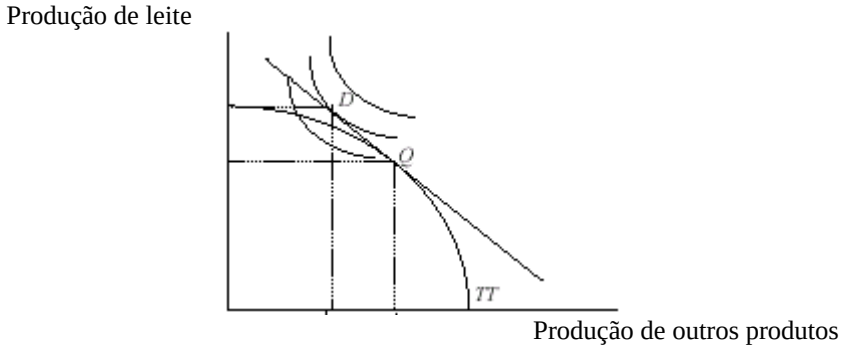
2. REFERENCIAL TEÓRICO

Quando uma economia consome mais de um produto em relação ao que produz, se faz necessária a importação deste produto. O desequilíbrio entre produção e consumo motiva a importação para atender a demanda interna que não é suprida apenas pela produção doméstica (KRUGMAN & OBSTFELD, 2005).

A figura 1 mostra a relação entre produção, consumo e comércio no modelo-padrão descrito em KRUGMAN & OBSTFELD (2005), em que o valor do consumo de uma economia é igual ao valor de sua produção:

$$P_l Q_l + P_o Q_o = P_l D_l + P_o D_o = V$$

onde D_l e D_o são o consumo de leite e outros produtos, respectivamente. Esta equação indica que tanto a produção quanto o consumo devem estar sobre a mesma linha de isovalor. As preferências dos indivíduos são representadas na figura por curvas de indiferença, que demonstram um conjunto de combinações de leite e outros produtos que deixa o indivíduo com a mesma satisfação.



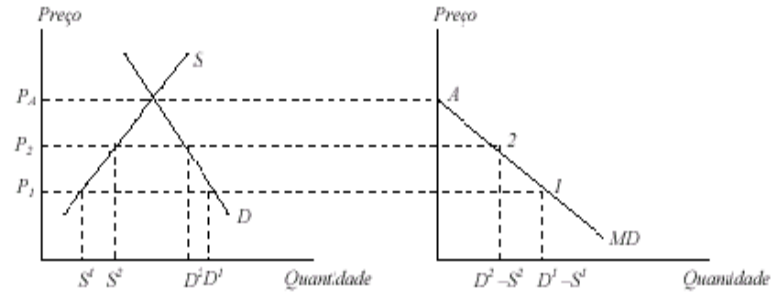
Fonte: KRUGMAN & OBSTFELD (2005, 72).
Figura 1: Produção, consumo e comércio

Este modelo considera os pressupostos da teoria da concorrência perfeita em relação à homogeneidade de produto e a classificação do Brasil como pequeno em relação ao mercado internacional, ou seja, sem poder para afetar os preços internacionais de exportação e assim, não determinando os termos de troca.

Em uma economia aberta, o país produz no ponto de sua fronteira de possibilidade de produção (TT) que tangencia à linha de restrição orçamentária da economia e consome onde a curva de restrição orçamentária tangencia a curva de indiferença mais alta dos indivíduos. Portanto, na figura podemos observar que o consumo de leite (D) no Brasil é maior que sua produção (Q). Como forma de atender esta diferença entre consumo e produção, o país importará leite de outros países.

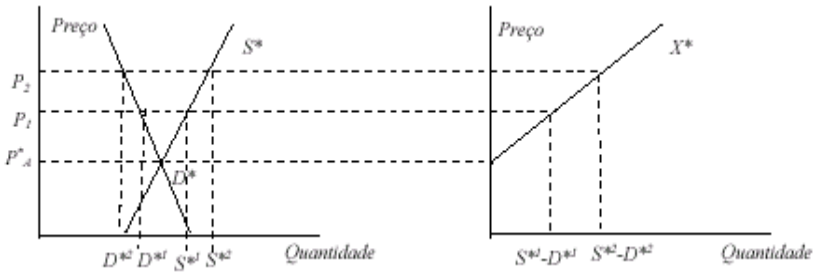
A figura 2 apresenta a forma de determinação da curva de demanda de importação de leite . Ao preço P_1, os consumidores brasileiros demandam D_1, enquanto os produtores brasileiros

ofertam apenas S_1, portanto a demanda de importações do Brasil é $D_1 - S_1$. Se o preço aumenta para P_2, os consumidores brasileiros demandam apenas D_2, enquanto os produtores brasileiros elevam sua oferta para S_2, reduzindo sua demanda de importações para $D_2 - S_2$. Desta forma, a curva de demanda de importações MD é inclinada para baixo, pois à medida que o preço aumenta a quantidade de importações reduz.



Fonte: KRUGMAN & OBSTFELD (2005, 140)
Figura 2: Curva de demanda de importação de leite em pó do Brasil

A figura 3 mostra como a curva de oferta de exportações é obtida. Em P_1, os produtores estrangeiros ofertam S_1^*, enquanto os consumidores estrangeiros demandam apenas D_1^*, de maneira que a oferta disponível para a exportação é $S_1^* - D_1^*$. No P_2, a oferta no país Estrangeiro aumenta e a demanda reduz, aumentando a oferta de exportações, o que explica a forma ascendente da curva de oferta de exportações.



Fonte: KRUGMAN & OBSTFELD (2005, 141)
Figura 3: Curva de oferta de exportação de leite em pó do país estrangeiro

Assim, o equilíbrio acontece quando a curva de demanda de importações do Brasil é igual à oferta de exportações do Estrangeiro.

3. METODOLOGIA

O modelo econômico estimado possui mais de uma variável explanatória em seu modelo econométrico correspondente, designado assim, por modelo de regressão múltipla. Portanto, para este trabalho foi estimada a seguinte equação (1):

$$Q_t = \beta_0 + \beta_1 PI_t + \beta_2 PM_t + \beta_3 Y_T + \beta_4 TC_t + \beta_5 POP_t + \beta_6 DUMMY + \varepsilon_t$$
(1)

em que:

Q_t é a quantidade importada de leite em pó no tempo t em toneladas/ano

PI_t é a quantidade produzida internamente de leite em pó no tempo t, medido em ton./ano

PM_t é o preço médio anual da importação do leite em pó em US$/T

Y_t é o PIB per capta medido em US$ 1.000 no tempo t

TC_t é a taxa de câmbio real efetiva no tempo t

POP_t é a taxa de crescimento da população dada em porcentagem

Dummy é uma variável binária que representa a abertura comercial a partir de 1989. Sendo assim, receberam zero(0) os anos de 1980 a 1988 e um(1) os anos de 1989 a 2002.

ε_t é o termo de erro aleatório

t é o período de tempo medido em anos

Os sinais esperados para os coeficientes são: β_1, β_2 e $\beta_4 < 0$ e β_3, β_5 e $\beta_6 > 0$.

A escolha funcional linear deve-se ao seu bom ajustamento e o modelo usado no trabalho é o Mecanismo de Correção de Erros (MCE), pois após detectar, pelo teste de raízes unitárias, que todas as séries usadas são I(1), ou seja, integradas de ordem 1, verificou-se que as séries são co-integradas. Segundo GUJARATI (2000), o Mecanismo de Correção de Erros é um meio de corrigir o desequilíbrio no curto prazo entre variáveis de séries temporais não estacionárias que são co-integradas. Pois o fato de serem co-integradas garante o equilíbrio no longo prazo entre as séries e o Mecanismo de Correção de Erros é um meio de reconciliar o comportamento no curto prazo da variável com seu comportamento a longo prazo.

O MCE é estimado em um Processo de Diferença Estacionária (PDE), segundo GRIFFITHS et al (2000). A equação (1) pode ilustrar esse mecanismo de diferenciação:

$$\Delta Q_t = Q_t - Q_{t-1} \qquad (2)$$

Ao defasar a equação (1) e substituir em (2), obtém-se a equação (3):

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PI_t + \alpha_2 \Delta PM_t + \alpha_3 \Delta Y_t + \alpha_4 \Delta TC_t + \alpha_5 \Delta POP_t + \alpha_6 dummy + \Delta\varepsilon_t \qquad (3)$$

No entanto, ao estimar a equação (3), possivelmente perdem-se as informações de longo prazo que seriam obtidas pela equação (1). O Mecanismo de Correção de Erro consiste, então, na solução deste problema, ao incluir o erro defasado (ε_{t-1}) estimado, obtido da equação (1) e incluído na equação (3), obtém-se a equação (4) a seguir:

em que Δ é o operador de diferença, (ε_{t-1}) é o termo de erro da equação (1) defasado em um período e representa $\Delta\varepsilon_t$ da equação (3) e α_7 é o erro equilibrador de longo

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PI_t + \alpha_2 \Delta PM_t + \alpha_3 \Delta Y_t + \alpha_4 \Delta TC_t + \alpha_5 \Delta POP_t + \alpha_6 dummy + \alpha_7 (\varepsilon_{t-1}) + \mu_t$$

prazo.

Para o teste de raiz unitária, utilizou-se o teste aumentado de DICKEY e FULLER (ADF). O teste ADF apresenta como hipótese nula a presença de raiz unitária, o que significa que a série é não estacionária. Desta forma, para aceitar que as séries são estacionárias é necessário rejeitar hipótese nula, ou seja, o t calculado deve ser maior que o valor crítico tabelado, no nível de significância escolhido.

Feito o teste de raiz unitária, verifica-se se as séries são co-integradas. Se uma variável for I(d), ou seja integrada de ordem d, e a outra variável também for I(d), essas séries são co-integradas se o termo de erro (u) da regressão for I(d-1), ou seja , estacionário. Portanto, ao ajustar um modelo e as variáveis incluídas na regressão forem I(1) e essas variáveis apresentarem uma combinação linear tendo os seus resíduos I(0), as variáveis possuem séries co-integradas.

Fonte de dados:

Os dados referentes à quantidade importada em toneladas, quantidade produzida internamente em toneladas, população em milhões de habitantes e preço médio de importação em US$1.000/ton foram retirados na Food And Agriculture Organization Of The United Nations (FAO). Os dados de PIB per capta e taxa de câmbio real efetiva foram retirados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Os testes realizados para o trabalho foram feitos usando o *software Eviews* 5.0.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Pode-se concluir pelo teste de DICKEY e FULLER, em anexo, que as variáveis incluídas no modelo são I(1), ou seja, integradas de ordem um, o que significa que as variáveis analisadas são não estacionárias em nível e possuem uma raiz unitária ao nível de 1% de significância. Com a primeira diferença estas variáveis tornam-se estacionárias. Como as variáveis são não estacionárias, é preciso realizar o teste de co-integração.

Mesmo diante do fato das séries não serem estacionárias, ao constatar que as séries são co-integradas, no teste em anexo, podemos afirmar que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. O Mecanismo de Correção de Erro, então, é um meio de reconciliar o comportamento de curto prazo dessas variáveis econômicas com o comportamento de longo prazo. A inclusão do termo de erro defasado da equação originalmente estimada corrige os desequilíbrios de curto prazo como o observado a seguir.

Variável	***Coeficiente***	***Estatística t***	***P-valor***
Intercepto	1.732,55	0,1460	0,8860
Qde produzida internamente	-0,10	-2,3226	0,0358
Preço médio importação	-38.931,74	-2,6094	0,0206
Taxa de Câmbio	-176,32	-0,3456	0,7348
PIB per capta	281,37	4,1494	0,0010
Tx. Crescimento população	113.375,90	0,7023	0,4939
Variável Binária	-56,65	-0,0047	0,9963
Termo de erro defasado	-1,44	-5,5049	0,0001

R^2	0,7792	***P-valor do teste F***	0,0010
DW	2,7190		

Fonte: resultados da pesquisa

Como o coeficiente do termo de erro defasado U(-1) é significativo a 1% de nível de significância podemos afirmar que cerca de 1,4384 da discrepância entre o valor efetivo da quantidade importada de leite em pó e o valor de longo prazo, ou de desequilíbrio, de Q é eliminada ou corrigida a cada ano.

As variáveis explicativas são responsáveis, aproximadamente, por 78% das variações na variável dependente, o que significa que o modelo possui um ajustamento razoável. Pelo método do FIV constatou-se a ausência de multicolinearidade entre as variáveis. O teste F foi significativo a 1% de nível de significância, indicando que as variáveis independentes juntas, explicam bem a variável dependente que é a quantidade importada de leite em pó. Apenas os coeficientes da variável Preço médio, PIB per capta e quantidade produzida internamente foram significativos a 5% de nível de significância e os seus sinais foram de acordo com o esperado. A quantidade produzida internamente apresenta relação inversa com a importação de leite em pó e indica que o aumento de 1% na produção interna implica em redução de aproximadamente 10,2% na quantidade importada do produto. O preço médio de importação do produto também apresenta relação inversa com a variável dependente e a variável explicativa renda possui uma relação positiva com a importação do produto, o que significa que o aumento da renda está associado a aumento da importação do leite em pó. A variável taxa de câmbio apresentou sinal positivo, o que é incoerente com a teoria econômica.

Segundo Bishop, Pratt & Novakovic (1993), as políticas intervencionistas da União Européia, geralmente implementadas em forma de subsídio e/ou manutenção de renda provocam distorções no comércio mundial, a redução no bem-estar nacional e global, além de preços de insumo e produto que favorece uma utilização ineficiente dos recursos nos países interventores. Portanto, os resultados da pesquisa em relação á taxa de câmbio são explicados pelo uso expressivo da política de subsídio por países produtores de leite e seus derivados.

Em relação à demanda, segundo NÚÑEZ (2004) o consumo de leite e derivados deve ter um acréscimo de 2% até o ano de 2006, sendo esse aumento provocado, principalmente, pelos países em desenvolvimento como os do continente Asiático, da América Latina e África. Diante deste crescimento da demanda internacional, o Brasil possui potencial para se tornar um grande exportador de lácteos, porém este mercado ainda é muito subsidiado por produtores como Estados Unidos e União Européia, o que deprime os preços internacionais pagos ao produtor. O Brasil aumentou sua tarifa extrabloco do Mercosul do leite e seus derivados de 27 para 33%, enquanto a Argentina manteve a tarifa de 19%, o que levantou suspeitas de triangulação comercial.

5.CONCLUSÕES

Estimou-se neste trabalho a função demanda de importação de leite em pó no período de 1990 a 2002 por meio do Mecanismo de Correção de Erro (MCE). Esta função de demanda estimada mostrou que a quantidade importada de leite em pó responde à alterações nas variáveis PIB per capta, como uma proxy da renda, preço médio de importação e também produção interna do produto. O aumento do PIB per capta em US$ 1,00 ao ano está associado ao aumento da

quantidade importada de leite em pó em 281,36 toneladas ano. O preço médio anual da importação do leite possui uma relação inversa com a variável dependente, isto é, com o aumento do preço médio anual em US$ 1.000/ton implica em redução da quantidade importada em 38.931,74 toneladas.

As variáveis Taxa de Câmbio e Taxa de crescimento da população não foram significativas, o que demonstra que mudanças tanto no câmbio quanto no crescimento populacional não interferem na quantidade importada de leite em pó. A variável Dummy que se refere à abertura comercial também não foi significativa.

A partir do ano de 2004, a balança comercial de lácteos começou a apresentar superávit, o que não significa a ausência de importações, mas a superação das exportações frente às importações. As vendas Brasileiras de produtos lácteos cresceram 776% em volume e 395% em valor no período de 1996 a 2004, sendo que as importações caíram 83% (LOURES e LEITE, 2005). Diante deste cenário de competição internacional com preços distorcidos os pequenos produtores nacionais ficam á margem do processo de modernização da produção o que cria um problema social, pois se trata de mão-de-obra pouco qualificada, difícil de ser alocada em outra atividade produtiva, estimulando assim, o êxodo rural e os subempregos nos centros urbanos.

É necessário o aumento das reivindicações internacionais a respeito da eliminação dos subsídios dados aos produtores europeus e americanos. Pois estas políticas praticadas pelos grandes produtores mundiais levam á distorções do mercado, trazendo danos à eficiência e equidade no setor mundial de lácteos (MARTINS e ARAÚJO, 2002).

ANEXO

Equação estimada, segundo o Mecanismo de Correção de Erros:

Dependent Variable: D(Q)
Method: Least Squares
Date: 01/16/06 Time: 18:42
Sample(adjusted): 1981 2002
Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1732.555	11862.42	0.146054	0.8860
D(PI)	-0.102829	0.044272	-2.322693	0.0358
D(PM)	-38931.74	14919.32	-2.609485	0.0206
D(TC)	-176.3192	510.1280	-0.345637	0.7348
D(Y)	281.3659	67.80859	4.149414	0.0010
D(POP)	113375.9	161414.0	0.702392	0.4939
DUMMY	-56.64712	12020.21	-0.004713	0.9963
U(-1)	-1.438487	0.261310	-5.504907	0.0001

R-squared	0.779151	Mean dependent var	-1300.636
Adjusted R-squared	0.668727	S.D. dependent var	46375.21
S.E. of regression	26691.88	Akaike info criterion	23.49739
Sum squared resid	9.97E+09	Schwarz criterion	23.89414
Log likelihood	-250.4713	F-statistic	7.055968
Durbin-Watson stat	2.719087	Prob(F-statistic)	0.001015

Teste de raízes unitárias:

H_0: a série possui raiz unitária

H_1: a série não possui raiz unitária

Para a variável Quantidade produzida internamente (PI)

Null Hypothesis: PI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.637828	0.2687
Test critical values:	1% level	-4.440739	
	5% level	-3.632896	
	10% level	-3.254671	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PI)
Method: Least Squares
Date: 12/12/05 Time: 13:23
Sample(adjusted): 1981 2002
Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PI(-1)	-0.462271	0.175247	-2.637828	0.0162
C	759649.6	330088.2	2.301353	0.0329
@TREND(1980)	-221.5126	4905.603	-0.045155	0.9645

R-squared	0.348492	Mean dependent var	-17102.50
Adjusted R-squared	0.279912	S.D. dependent var	140957.5
S.E. of regression	119613.8	Akaike info criterion	26.34805
Sum squared resid	2.72E+11	Schwarz criterion	26.49683
Log likelihood	-286.8285	F-statistic	5.081546
Durbin-Watson stat	1.964154	Prob(F-statistic)	0.017070

Como observado no teste acima, a série possui raiz unitária a 1% de nível de significância, portanto precisa de uma diferença para se tornar estacionária.

Para a variável Preço médio (PM)

Null Hypothesis: PM has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 8 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.626877	0.0647
Test critical values:	1% level	-4.800080	
	5% level	-3.791172	
	10% level	-3.342253	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PM)

Method: Least Squares
Date: 12/12/05 Time: 13:51
Sample(adjusted): 1989 2002
Included observations: 14 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PM(-1)	-2.491187	0.686868	-3.626877	0.0361
D(PM(-1))	1.141230	0.669032	1.705792	0.1866
D(PM(-2))	0.662585	0.628901	1.053560	0.3694
D(PM(-3))	0.504468	0.562794	0.896365	0.4361
D(PM(-4))	0.481457	0.441430	1.090676	0.3552
D(PM(-5))	0.257038	0.311140	0.826116	0.4693
D(PM(-6))	0.557839	0.322483	1.729826	0.1821
D(PM(-7))	-0.220655	0.193893	-1.138025	0.3378
D(PM(-8))	0.393721	0.274057	1.436641	0.2464
C	2.581113	0.557003	4.633927	0.0189
@TREND(1980)	0.094701	0.050003	1.893895	0.1546

R-squared	0.973827	Mean dependent var	0.028243
Adjusted R-squared	0.886583	S.D. dependent var	0.485300
S.E. of regression	0.163437	Akaike info criterion	-0.753795
Sum squared resid	0.080135	Schwarz criterion	-0.251679
Log likelihood	16.27657	F-statistic	11.16210
Durbin-Watson stat	2.907682	Prob(F-statistic)	0.035875

Como observado no teste acima, a série possui raiz unitária a 1% de nível de significância, portanto precisa de uma diferença para se tornar estacionária.

Para a variável PIB per capta (Y)

Null Hypothesis: Y has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.048430	0.1458
Test critical values:	1% level	-4.532598	
	5% level	-3.673616	
	10% level	-3.277364	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 19

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Y)
Method: Least Squares
Date: 12/12/05 Time: 13:51
Sample(adjusted): 1984 2002
Included observations: 19 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.841326	0.275987	-3.048430	0.0093
D(Y(-1))	0.458707	0.180221	2.545244	0.0244
D(Y(-2))	0.487733	0.215770	2.260434	0.0416
D(Y(-3))	0.107155	0.229269	0.467377	0.6480
C	2387.150	770.8798	3.096657	0.0085

@TREND(1980)	13.40505	5.528855	2.424562	0.0306
R-squared	0.589855	Mean dependent var		29.15789
Adjusted R-squared	0.432107	S.D. dependent var		84.39146
S.E. of regression	63.59626	Akaike info criterion		11.39508
Sum squared resid	52578.29	Schwarz criterion		11.69332
Log likelihood	-102.2532	F-statistic		3.739228
Durbin-Watson stat	1.924970	Prob(F-statistic)		0.025621

Como observado no teste acima, a série possui raiz unitária a 1% de nível de significância, portanto precisa de uma diferença para se tornar estacionária.

Para a variável Taxa de Câmbio real efetiva (TC)

Null Hypothesis: TC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.102243	0.9056
Test critical values:	1% level	-4.440739	
	5% level	-3.632896	
	10% level	-3.254671	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TC)
Method: Least Squares
Date: 12/12/05 Time: 13:53
Sample(adjusted): 1981 2002
Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TC(-1)	-0.192776	0.174894	-1.102243	0.2841
C	14.10708	17.88404	0.788808	0.4400
@TREND(1980)	0.413038	0.434561	0.950471	0.3538
R-squared	0.120388	Mean dependent var		1.167236
Adjusted R-squared	0.027797	S.D. dependent var		12.88414
S.E. of regression	12.70380	Akaike info criterion		8.047804
Sum squared resid	3066.346	Schwarz criterion		8.196582
Log likelihood	-85.52584	F-statistic		1.300215
Durbin-Watson stat	1.613174	Prob(F-statistic)		0.295642

Como observado no teste acima, a série possui raiz unitária a 1% de nível de significância, portanto precisa de uma diferença para se tornar estacionária.

Para a taxa de crescimento da população (POP):

Null Hypothesis: POP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.980817	0.9264
Test critical values:	1% level	-4.440739	
	5% level	-3.632896	
	10% level	-3.254671	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(POP)
Method: Least Squares
Date: 12/12/05 Time: 13:55
Sample(adjusted): 1981 2002
Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POP(-1)	-0.129998	0.132541	-0.980817	0.3390
C	0.259997	0.313429	0.829522	0.4171
@TREND(1980)	-0.006540	0.007255	-0.901399	0.3787

R-squared	0.052820	Mean dependent var	-0.041818
Adjusted R-squared	-0.046884	S.D. dependent var	0.041015
S.E. of regression	0.041966	Akaike info criterion	-3.377804
Sum squared resid	0.033461	Schwarz criterion	-3.229025
Log likelihood	40.15584	F-statistic	0.529767
Durbin-Watson stat	0.496516	Prob(F-statistic)	0.597188

Como observado no teste acima, a série possui raiz unitária a 1% de nível de significância, portanto precisa de uma diferença para se tornar estacionária.

Para a variável Quantidade importada de leite em pó (Q)

Null Hypothesis: Q has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.340274	0.0037
Test critical values:	1% level	-4.728363	
	5% level	-3.759743	
	10% level	-3.324976	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 15

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(Q)
Method: Least Squares
Date: 12/19/05 Time: 19:06
Sample(adjusted): 1988 2002
Included observations: 15 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Q(-1)	-3.972670	0.743907	-5.340274	0.0031
D(Q(-1))	2.532660	0.605692	4.181430	0.0086
D(Q(-2))	1.956838	0.503171	3.889008	0.0115
D(Q(-3))	1.583934	0.392525	4.035240	0.0100
D(Q(-4))	1.163810	0.304171	3.826167	0.0123
D(Q(-5))	0.963622	0.226428	4.255752	0.0080
D(Q(-6))	0.519516	0.164977	3.149019	0.0254
D(Q(-7))	0.320220	0.106026	3.020189	0.0294
C	222462.0	48057.44	4.629085	0.0057
@TREND(1980)	-3723.970	1201.373	-3.099760	0.0269

R-squared	0.949741	Mean dependent var	-5375.867
Adjusted R-squared	0.859274	S.D. dependent var	32945.40
S.E. of regression	12358.95	Akaike info criterion	21.91687
Sum squared resid	7.64E+08	Schwarz criterion	22.38890
Log likelihood	-154.3765	F-statistic	10.49825
Durbin-Watson stat	1.797471	Prob(F-statistic)	0.009286

Como observado no teste acima, a série possui raiz unitária a 1% de nível de significância, portanto precisa de uma diferença para se tornar estacionária.

Teste de Co-integração:

H_0: as séries não são co-integradas

H_1: as séries são co-integradas

Dependent Variable: D(U)
Method: Least Squares
Date: 12/12/05 Time: 12:30
Sample(adjusted): 1981 2002
Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
U(-1)	-1.335193	0.206752	-6.457950	0.0000

R-squared	0.665082	Mean dependent var	-263.9576
Adjusted R-squared	0.665082	S.D. dependent var	37452.13
S.E. of regression	21674.34	Akaike info criterion	22.85004
Sum squared resid	9.87E+09	Schwarz criterion	22.89963
Log likelihood	-250.3504	Durbin-Watson stat	2.130152

Tabelado por Engle e Granjer: 1% -2,58

5% -1,94

10% -1,61

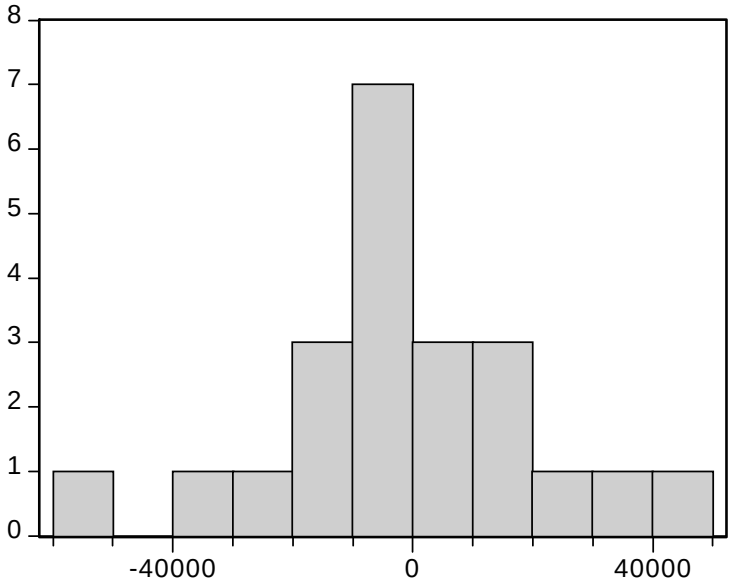
Como o $|t|_{cal} = 6{,}45 > |\tau|_{tab(1\%)} = 2{,}58$, rejeita-se H_0 a 1% de nível de significância e portanto as séries são co-integradas.

Teste de normalidade dos resíduos:

Dependent Variable: D(Q)
Method: Least Squares
Date: 01/16/06 Time: 18:42
Sample(adjusted): 1981 2002
Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1732.555	11862.42	0.146054	0.8860
D(PI)	-0.102829	0.044272	-2.322693	0.0358
D(PM)	-38931.74	14919.32	-2.609485	0.0206
D(TC)	-176.3192	510.1280	-0.345637	0.7348
D(Y)	281.3659	67.80859	4.149414	0.0010
D(POP)	113375.9	161414.0	0.702392	0.4939
DUMMY	-56.64712	12020.21	-0.004713	0.9963
U(-1)	-1.438487	0.261310	-5.504907	0.0001

R-squared	0.779151	Mean dependent var	-1300.636
Adjusted R-squared	0.668727	S.D. dependent var	46375.21
S.E. of regression	26691.88	Akaike info criterion	23.49739
Sum squared resid	9.97E+09	Schwarz criterion	23.89414
Log likelihood	-250.4713	F-statistic	7.055968
Durbin-Watson stat	2.719087	Prob(F-statistic)	0.001015



Series: Residuals	
Sample 1981 2002	
Observations 22	
Mean	-3.31E-13
Median	-1109.205
Maximum	49026.34
Minimum	-50477.56
Std. Dev.	21793.83
Skewness	-0.086314
Kurtosis	3.527014
Jarque-Bera	0.281915
Probability	0.868526

H_0: resíduos com distribuição normal
H_1: resíduos não tem distribuição normal

Como o valor de Jarque-Bera é inferior ao valor de estatística de teste calculada, não rejeita-se H_0, logo os resíduos possuem distribuição normal.

Referências Bibliográficas

BISHOP, P.M.; PRATT, J.E. & NOVAKOVIC, A.M. Analyzing the impacts of the proposed North American Free Trade Agreement on European-North American Dairy trade using a Joint-Input, Multi-Product approach.

Cornell Agricultural Economics Staff Paper. Ithaca, Cornell University, n. 93- 17, September 1993.

EMBRAPA. **Leite em números.** [12 de dezembro de 2005]. (http://www.cnpgl.embrapa.br).

FAGUNDES, Maria H., **Leite: Situação atual e perspectivas para o setor**. MAPA/Conab,outubro de 2003

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS – FAO. **Statistical Databases.** [10 de dezembro de 2005]. (http://www.fao.org).

GOMES, Sebastião T. **A economia do Leite**. Coronel Pacheco, MG: EMBRAPA-CNPGL, 1996.

GOMES, Sebastião T. Evolução recente e perspectivas da produção de leite no Brasil. In: GOMES, A. T. et al. **O agronegócio do leite no Brasil**. Juiz de Fora: Embrapa, 2001 p.49-61.

GOMES, Sebastião T. **Projeções da demanda e da produção de leite**. (http:// www.milkpoint.com.br). Pesquisado em: 16 de novembro de 2005.

GRIFFITHS, W.; HILL,C.; JUDGE,G. **Econometria.** São Paulo: Saraiva, 2000.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica.** 3.ed. São Paulo: Makron Books,2000.

INFOLECHE – **Brasil: superávit da balança comercial de lácteos é de US$5,5 milhões**. [pesquisado em 21 de novembro de 2005]. (http://www.infoleche.com).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Ipeadata.** [10 de dezembro de 2005]. (http: //www.ipeadata.gov.br).

KRUGMAN, Paul R. & OBSTFELD, Maurice. **Economia Internacional: teoria e política.** 6. ed. São Paulo: Makron Books, 2005.

LEITE, S. Políticas públicas e agricultura no Brasil: comentários sobre o cenário recente. In**: O desmonte da nação: balanço do governo FHC/** Ivo Lesbaupin (organizador). Petrópolis, RJ: Vozes, 1999.

LOURES, A.G.R; LEITE, J.L.B. **Mercado Internacional de lácteos Brasileiro**. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, XLIII, 2005, Ribeirão Preto - SP. **Anais...** p.95

MARTINS, P.C; ARAÚJO, P.F.C. **Eficiência e equidade de políticas regulatórias sobre o mercado mundial de lácteos.** In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, XL, 2002, Passo Fundo – RS. **Anais...** p.192

MILKPOINT. **Análise das importações e exportações de lácteos até setembro de 2005**. (http:// www.milkpoint.com.br). Pesquisado em 16 de novembro de 2005.

NÚÑEZ, Ruben. **El mercado mundial de lácteos: un escenário futuro**. IN: ZOCCAL, Rosângela (editores) [et. al]. (Leite: uma cadeia produtiva em transformação. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2004. p. 25-33.

SOUSA, S.P.T; CARVALHO, F.M.A**. Competitividade e importações: a produção leiteira em Minas Gerais.** In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, XL, 2002, Passo Fundo – RS. **Anais...** p.188

TEIXEIRA,E.C.;AGUIAR,D.R.D. **Comércio Internacional e Comercialização Agrícola**.Viçosa, UFV,1995, 328p.