

O IMPACTO DAS EXPORTAÇÕES DE SOJA, CAFÉ E AÇÚCAR SOBRE AS RESERVAS CAMBIAIS: UMA ESTIMAÇÃO POR COCHRANE-ORCUTT

THE IMPACT OF SOY, COFFEE AND SUGAR EXPORTS ON EXCHANGE RESERVES: AN ESTIMATION BY COCHRANE-ORCUTT

Amarildo de Paula Junior¹

RESUMO

No Brasil as reservas cambiais têm sido em boa parte das vezes oriundas de exportações agrícolas. Diante disso, o presente estudo tem por objetivo analisar se as exportações, especificamente de soja, café e açúcar tem efeito positivo e significativo com as reservas cambiais. Os dados foram retirados do Banco Central do Brasil e da Pesquisa Agrícola Municipal para os anos entre 1956 e 2010. Os resultados apontam que apenas a exportação de Soja e de Açúcar são significativas à 1%. Porém quando se aplica a estimação com procedimento Cochrane-Orcutt levando em consideração o problema de autocorrelação, a variável de exportação de Café também se torna significativa, porém à 5%.

Palavras-chave: Reservas Cambiais; Soja, Café, Açúcar.

ABSTRACT

In Brazil the foreign exchange reserves have been mostly from agricultural exports. Therefore, the present study aims to analyze whether exports, specifically of soy, coffee and sugar have a positive and significant effect with foreign exchange reserves. The data were taken from the Central Bank of Brazil and from the Municipal Agricultural Survey for the years 1956 to 2010. The results indicate that only the exports of Soy and Sugar are significant at 1%. However, when the Cochrane-Orcutt procedure is applied considering the autocorrelation problem, the coffee export variable also becomes significant, but at 5%.

Keywords: Foreign exchange reserves; Soybeans, Coffee, Sugar.

¹ Bolsista pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES). E-mail: amarildojunior.eco@gmail.com

1. Introdução

Com dados levantados do Banco Central do Brasil e da Pesquisa Agrícola Municipal para os anos entre 1956 e 2010, esse estudo busca verificar se a produção de Soja, Café e Cana-de-Açúcar estão relacionadas positivamente com as reservas cambiais, uma vez que quanto maior a quantidade exportada desses produtos maior será o montante de reservas cambiais do Brasil, caso tudo se mantenha constante.

O trabalho está estruturado em quatro seções, além dessa introdução, a seção 2 trata da revisão de literatura, a seção 3 da metodologia aplicada e dos resultados alcançados e, por fim, a última seção corresponde às principais conclusões do estudo.

2. Aspectos do Comércio exterior brasileiro e sua relação com o agronegócio

Eventos incertos, como o choque provocado pelo aumento do preço do petróleo nas décadas de 70 e início dos anos 80, e a crise da Ásia em 1997, fizeram com que os níveis das reservas internacionais se reduzissem somado aos desequilíbrios dos fluxos de capital, então os países adotaram a abordagem de calibrar suas reservas observando as regras relacionadas a conta de capitais ao equilíbrio do balanço de pagamentos, isto é, observar o nível de reservas internacionais em relação ao tamanho da dívida externa de curto prazo (LAAN *et al*, 2012).

A contribuição agrícola para a formação dessas reservas, tem início a partir da década de 1960 até fim de 1980, quando esse setor atravessou profundas transformações. Nesse contexto de mudanças a produtividade das áreas plantadas e da força de trabalho, ganharam destaque. A força motriz por detrás dessas mudanças foram uma política de incentivo ao crédito facilitado e um programa de substituição de importações, nas áreas mecanizadas e nos aditivos químicos utilizados nos plantios (CONCEIÇÃO E CONCEIÇÃO, 2014).

Para o panorama das reservas internacionais do Brasil, este apresentava estoques seguindo o indicador relativo da conta corrente (reservas brutas em meses de importação) com o equivalente a 17 meses de importação no ano de 2017, distanciando-se da média de 8 meses mantida entre 1992-2002 (LAAN, *et al*, 2012)

Ainda concernente a estruturação das bases que fomentaram o amplo crescimento do setor de agronegócio brasileiro, sendo apresentada, segundo Conceição e Conceição (2012) como, as instituições de ensino, pesquisa e extensão rural, nas esferas estaduais e federal.

Dessa forma com o expressivo espaço territorial e as mudanças já implementadas, o Brasil passou a ser considerado como um grande fornecedor alimentício global, mantendo uma longa e crescente relação de comércio internacional. Como evidenciam Conceição e Conceição (2012), ao relatarem que “a instabilidade macroeconômica do final de 1990 não desacelerou a agroindústria, pois seus dois segmentos tiveram grande estímulo, com a desvalorização cambial e o consequente aumento do quantum exportado”. Mesmo após a da estabilização da moeda pelo Plano Real, com a valorização do Real frente ao dólar o desempenho do agronegócio foi positivo e crescente (CONCEIÇÃO E CONCEIÇÃO, 2012).

Evidenciada a importância do setor do agronegócio para a balança comercial brasileira e a contribuição para as reservas internacionais, destaca-se, portanto, o argumento de Abreu (2002, p.29-30) *apud* Conceição e Conceição (2012) o qual descreve que o desafio dos setores público e privado reside em lidar com o imbróglio em que se encontra as relações de comércio internacional, como a inserção de novos produtos e a busca por novos acordos comerciais, expandindo as fronteiras de negociações do Brasil.

3. Apresentação das variáveis

O quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas no estudo e seus respectivos sinais esperados, elas estão em periodicidade anual e possuem 55 observações.

QUADRO 1 - Apresentação das variáveis do estudo.

Variável	Descrição da Variável	Sinal Esperado
RES	Reservas cambiais	
SOJA	Produção de Soja	(+)
CAFÉ	Produção de Café	(+)

AÇÚCAR	Produção de Cana-de-Açúcar	(+)
--------	----------------------------	-----

Fonte: Elaborado pelos autores.

4. Resultados

Diante disso, é feita uma regressão com os dados levantados, onde verificou-se que todas as variáveis influenciam de maneira positiva e significativa as reservas cambiais, embora os coeficientes encontrados são de pequenas proporções como mostra a tabela 1.

TABELA 1 – Regressão com os dados pesquisados.

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão
Soja	9.15e-06***	2.02e-06
Café	6.53e-06*	3.70e-06
Açúcar	1.2e-04***	2.57e-06
_cons	-10.8535	5.0343
R ²	0.9360	

Fonte: Elaborado pelos autores.

*** significativo a 1%; * significativo a 10%.

O teste de Multicolinearidade exclui a possibilidade de a regressão ter variáveis explicativas que possuem entre si relações lineares. Uma forma de observar isso é que a média VIF é menor que 10, como apresentado na tabela 2.

TABELA 2 – Teste de Multicolinearidade.

Variáveis	VIF	1/VIF
Soja	7.12	0.1403
Café	5.69	0.1755
Açúcar	2.67	0.3751
Mean VIF	5.16	

Fonte: Elaborado pelos autores

O resultado do teste de heterocedasticidade apresentado na tabela 3 mostra que a variância do erro não é constante, ou seja, a hipótese nula do modelo possuir homocedasticidade é rejeitada.

TABELA 3 – Teste de White

Chi-Square	P-Valor
36.30***	3.5e-05

Fonte: Elaborado pelos autores.
*** significativo a 1%;

Uma forma de ajustar os erros do modelo quando não se sabe a natureza da heterocedasticidade é a correção robusta de White. Pode-se observar que os desvios padrões apresentados na tabela 4 são diferentes dos mesmos apresentados na tabela 1. Nota-se também que agora a produção de Café é significativa a 5%, diferentemente da tabela 1, quando foi significativa à 1%.

TABELA 4 – Regressão com correção robusta de White.

Variáveis	Coeficiente	Desvio Padrão
Soja	9.15e-06***	2.53e-06
Café	6.53e-06**	2.67e-06
Açúcar	1.2e-04***	3.12e-06
_cons	-10.8535	3.5519
R ²	0.9360	

Fonte: Elaborado pelos autores. *** significativo a 1%; ** significativo a 5%.

Outra forma de corrigir a heterocedasticidade do modelo é aplicar logaritmo nas variáveis, como explica Wooldridge (2006). Assim as estimativas em logaritmo são menos propensas à diferenças nas observações causadas pelo estreitamento na

amplitude dos valores da variável. A tabela 5 mostra os resultados da estimação com as variáveis em logaritmo.

TABELA 5 – Regressão com as variáveis em logaritmo.

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão
Soja	0.5424***	0.07
Café	0.1778	0.10
Açúcar	0.7348***	0.22
_cons	-17.5970	2.81
R ²	0.9310	

Fonte: Elaborado pelos autores. *** significativo a 1%.

Os coeficientes aumentaram em proporção, onde tanto a produção de Soja, quanto a produção de Cana-de-Açúcar se mantiveram positivamente e estatisticamente significante à 1%. No entanto, a produção de Café agora não é mais significativa mesmo tendo efeito positivo. Outro resultado que se altera é o R² em que caiu de 0.9360 para 0.9310. A tabela 6 apresenta um novo teste de White, agora para testar se o modelo é homocedástico ou não com as variáveis em logaritmo.

TABELA 6 – Teste de White

Chi-Square	P-Valor
11.85	0.2215

Fonte: Elaborado pelos autores.

Não se rejeita a hipótese nula do modelo possuir variação constante nos erros, e isto é corroborado pela tabela 7. O teste de Breusch-Pagan também não rejeitou a hipótese nula do modelo ser homocedástico após a utilização de logaritmo.

TABELA 7 – Teste de Breusch-Pagan

Chi-Square	P-Valor
1.40	0.2366

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para testar se o modelo possui autocorrelação é aplicado o teste de Durbin-Watson, como mostrado na tabela 8. Como dl é 1.452 e du é 1.681 à 5% de significância, rejeita-se a ausência de autocorrelação positiva.

TABELA 8 – Teste de Autocorrelação	
DW (4, 55)	
0.7610	
Fonte: Elaborado pelos autores.	

Uma forma de se corrigir a autocorrelação é a estimação de Cochrane-Orcutt, que é um procedimento utilizado para ajustar a correlação no termo de erro e a constante é omitida. A tabela 9 apresenta a estimação utilizando esse procedimento.

TABELA 9 – Estimação com procedimento Cochrane-Orcutt.

Variáveis	Coefficiente	Desvio Padrão
Soja	0.4806***	0.07
Café	0.5037**	0.23
Açúcar	0.3056***	0.09
_inter	-15.2807	2.89
_cons	-	-
R ²	0.8045	

Fonte: Elaborado pelos autores. *** significativo a 1%. ** significativo a 5%.

Com essa estimação as variáveis agrícolas continuam influenciando de forma positiva as reservas cambiais. Dessa vez a produção de Soja e a produção de Cana-de-açúcar se mantiveram significativas à 1%, enquanto a produção de Café se tornou significativa à 5%. A tabela 10 apresenta o teste de autocorrelação após a estimação de Cochrane-Orcutt.

TABELA 10 – Teste de Autocorrelação	
DW	
1.8235	
Fonte: Elaborado pelos autores.	

O resultado obtido se situa no intervalo entre du e $4-du$, portanto agora o modelo não apresenta mais o problema de autocorrelação.

5 .Conclusão

Os resultados desse estudo apontaram que as variáveis agrícolas em estudo tem efeito positivo sobre as reservas cambiais. O que corrobora Spolador e Fontana (2006), em que as exportações de agronegócio no Brasil acarretam em superávits na balança comercial, que por sua vez tem efeito direto sobre as reservas cambiais. Uma ressalva sobre isso é de que a apreciação cambial provocada pelas exportações agrícolas principalmente após 2004, não reduziu as exportações de produtos agrícolas.

Em todas as estimativas a produção de Soja e a produção de Cana-de-Açúcar foram significativas à 1%, no entanto a produção de Café foi significativa apenas à 10% quando não utilizou-se logaritmo e à 5% com a correção robusta de White. As proporções dos coeficientes encontrados aumentaram após a alteração do modelo *lin-lin* para o modelo *log-log*.

Referências

CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; CONCEIÇÃO, P. H. Z. **Agricultura: Evolução e Importância para a balança comercial brasileira**. In: IPEA-Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – 2014.

CARDOSO, R. F. **Política Econômica, Reformas Institucionais e Crescimento: A Experiência Brasileira (1945-2010)**. In: FERREIRA, Pedro. VELOSO, Fernando, GIAMBIAGI, Fabio e PESSÔA, Samuel. (orgs.). *Desenvolvimento Econômico: uma perspectiva brasileira*. – Rio de Janeiro: Elsevier, 2013, pp.03-38.

HERMANN, J. **Reformas, Endividamento Externo e o “Milagre” Econômico (1964-1973)**. In: GIAMBIAGI, Fabio e VILLELA, André. (orgs.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)*. – Rio de Janeiro: Elsevier, 2005, pp.69-92.

IPEADATA – **Commodities – petróleo – cotação internacional (1952-2015)**. Disponível em: <http://ipeadata.gov.br>. Acesso em: 2019.

LAAN, C.R.; CUNHA, A. M; LÉLIS, M.T. **A estratégia de acumulação de reservas no Brasil no período 1995-2008: uma avaliação crítica**. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.21, n.1 (44), p.1-38, abr.2012.

PEREIRA, L. B. **A inflação no capitalismo de Estado (e a experiência brasileira recente)**. In: PEREIRA, Luiz Bresser e NAKANO, Yoshiaki. *Inflação e Recessão: A teoria da inércia inflacionária*. – 3. Ed. – São Paulo: editora brasiliense, 1991, pp.17-59.

RAMINA, Larissa. **Entre democracia e diretório nas relações internacionais: a Criação do Centro Internacional para a Resolução de Diferendos Relativos a Investimentos entre Estados e Nacionais de outros Estados – CIRDI, a Oposição dos Estados Latino-Americanos e o Princípi**. *Revista Jurídica*, [S.l.], v. 1, n. 28, p.

285-312, nov. 2012. ISSN 2316-753X. Disponível em: <<http://revista.unicuritiba.edu.br/index.php/RevJur/article/view/418>>. Acesso em: 14 maio 2020. doi:<http://dx.doi.org/10.21902/revistajur.2316-753X.v1i28.418>.

SPOLADOR, H. F. S.; FONTANA, F. C. (2006). **Exportações do agronegócio e a valorização cambial**. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/Cepea_artigo_macro1.pdf >. Acesso em 10/01/2019.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria - uma abordagem moderna**. Thomson, 2006.

Apêndice

Rotina da estimação no software Stata.

```
reg RES SOJA CAFÉ AÇÚCAR
whitetst
vif
reg RES SOJA CAFÉ AÇÚCAR, vce (robust)
gen Reservas = log (RES)
gen P_SOJA = log (SOJA)
gen P_CAFÉ = log (CAFÉ)
gen P_AÇÚCAR = log (AÇÚCAR)
whitetst
estat hetttest
corc RESERVAS P_SOJA P_AÇÚCAR P_CAFÉ
```