

# Sobre a validade da tese de Prebisch para a série de relações de troca da economia brasileira

GERALDO DA SILVA E SOUZA \*

*Apresenta-se um modelo de série temporal para a evolução dos termos de troca da economia brasileira no período 1850/1979. Basicamente, ajusta-se um processo auto-regressivo superposto a uma componente de trend, identificando-se alguns subperíodos com tendência marcante através da utilização de médias móveis, cuja evolução é explicada através de um modelo linear com variáveis dummy. As estimativas obtidas para os parâmetros dos modelos adotados são utilizadas para uma avaliação empírica da tese da deterioração das relações de troca.*

## I — Introdução

Gonçalves e Barros (1982) analisaram a tendência secular da série temporal dos termos de troca da economia brasileira sobre produtos primários e manufaturados tendo em vista o comércio exterior do País no período 1850/1979. O objetivo deste trabalho foi a verificação empírica da Tese de Prebisch sobre a deterioração, a longo prazo, das relações de troca no caso brasileiro. A análise efetuada pode ser questionada em virtude da baixa representatividade dos modelos de regressão utilizados. Aqui apresentamos um tratamento alternativo, no contexto da abordagem adotada por Gonçalves e Barros, para a análise estatística da série dos termos de troca. A diferença fundamental relativamente à exposição anterior está nos aspectos de modelagem. Nestes termos, somos levados a conclusões distintas do ponto de vista de avaliações quantitativas. A mais importante

\* Da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária e da Fundação Universidade de Brasília.

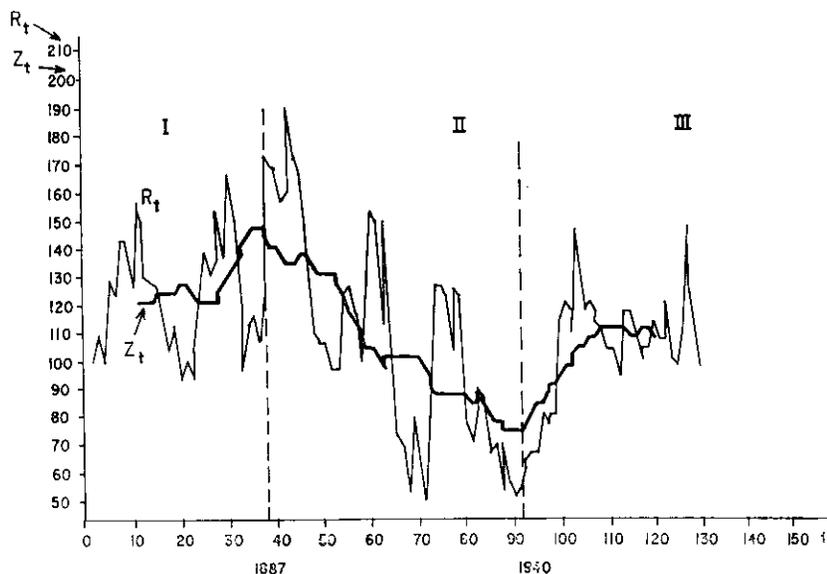
é que não se pode validar a Tese de Prebisch ao nível de significância de 5%. Outro resultado de interesse é a caracterização de subperíodos, definidos pela evolução da série, melhor ajustados ao desenvolvimento de natureza histórica levado a efeito por Gonçalves e Barros. Desta análise, é aparente a influência do período analisado por Prebisch e a existência de tendências positivas. Em termos de métodos econométricos, nossa aproximação envolve a caracterização de um processo gerador para a série temporal e sua regularização através de um filtro linear (média móvel). A evidência obtida pode ser sintetizada como segue. Identificamos três subperíodos com tendência significativamente diferente de zero: 1850/1887 (Período 1); 1887/1940 (Período 2); e 1940/1979 (Período 3). Nos Períodos 1 e 3 observamos tendência positiva e no Período 2 tendência fortemente negativa. Em média, ao longo de sua evolução global, a série apresenta uma inclinação negativa suave.

## 2 — A série das relações de troca: tendência global

Representemos por  $R_t$  o processo estocástico gerador da série de relações de troca estudada por Gonçalves e Barros. Neste contexto, a série temporal em apreço é parte de uma realização de  $R_t$  ( $t = 1, 2, \dots, 130$ ). Note-se que adotamos a seguinte correspondência: quando  $t = 1$ , ano = 1850 e, quando  $t = 130$ , ano = 1979.

O gráfico a seguir apresenta a evolução da realização de  $R_t$  ao longo do tempo. Em superposição, mostra-se também o comportamento de uma seqüência de médias móveis de ordem 21. Representemos por  $Z_t$  (observação a partir de  $t = 11$ ) o processo gerador desta série. A escolha da ordem 21 resultou de nossa investigação sobre a existência de componentes cíclicas (estas são suaves e muito provavelmente envolvem um período de cerca de 20 anos) e de vários ajustes lineares levados a efeito na série na tentativa de caracterizar os subperíodos identificados em Gonçalves e Barros.

Uma rápida inspeção visual do gráfico conduz às conclusões da Introdução.



Um modelo para o processo gerador dos termos de troca pode ser depreendido das funções amostrais de autocorrelação e autocorrelação parcial dos processos  $R_t$  e  $\nabla R_t = R_t - R_{t-1}$ . Estas sugerem, para  $R_t$  e  $\nabla R_t$ , respectivamente, um processo auto-regressivo de primeira ordem e um de ruído branco. A média de  $\nabla R_t (-0,02)$ , embora não significativamente distinta de zero, dá indicação da presença suavemente negativa de uma componente de tendência linear [Bowerman e O'Connell (1979) e Kendall (1976)]. O acesso a tais considerações é facilitado considerando-se um modelo que superponha uma tendência linear à parte auto-regressiva intrínseca a  $R_t$ . Deste modo, consideremos:

$$R_t = \rho R_{t-1} + \beta_t + \alpha + U_t \quad |\rho| < 1 \quad (1)$$

onde  $U_t$  é ruído branco. Nestas condições [Fuller (1976)], os estimadores dos mínimos quadrados são consistentes. A verificação de que  $U_t$  realmente é ruído pode ser feita utilizando-se a estatística ( $h$ ) de Durbin descrita em Johnston (1972).

Os resultados decorrentes da aplicação dos mínimos quadrados em (1) são os seguintes:

Parâmetro	Estimativa	Desvio	$t_0$	$P_r(t \geq  t_0 )$	$R^2$
$\alpha$	23,72	7,10	3,34	<0,05	0,72
$\beta$	-0,06	0,04	-1,50	0,14	
$\rho$	0,82	0,05	16,40	<0,05	

Autocorrelação residual de primeira ordem: 0,08.  
Estatística ( $h$ ) de Durbin: 1,11.

A estatística  $h$  distribui-se assintoticamente como uma normal padrão e seu valor em nossa instância não é significativo.

É aparente da tabela acima a presença suave da tendência e a forte significância de  $R_{t-1}$  no modelo.

É importante observar que, essencialmente, as mesmas conclusões quanto à presença e à direção da tendência são obtidas considerando-se o processo  $Z_t$ . A série de diferenças  $\nabla Z_t$  é estacionária com termo constante estimado por  $-0,02$  (desvio = 1,17) e pode ser aproximada por um processo auto-regressivo de primeira ordem. Deste modo, não é possível ajustar um modelo análogo a (1) ao processo  $Z_t$ . No entanto, é evidente que os processos  $\nabla Z_t$  e  $\nabla R_t$  produzem as mesmas indicações sobre a natureza da tendência.

### 3 — Modelos envolvendo subperíodos

É difícil definir um modelo estatístico representativo caracterizando subperíodos de tendências observando-se apenas a realização de  $R_t$ . A aplicação de filtros lineares facilita bastante esta tarefa, através da regularização da série, pois eles atenuam possíveis variações cíclicas e irregularidades de caráter aleatório. Deste modo, a evolução da realização de  $Z_t$  é bastante informativa, uma vez que praticamente define a tendência e indica claramente a presença dos Períodos 1, 2 e 3 descritos na Introdução. Nestas condições, pode-se ajustar, de

modo representativo, regressões lineares distintas para cada período via uma abordagem direta. Com este fim, representemos por  $D_i(\cdot)$  a função indicadora do Período  $i$  e consideremos o modelo:

$$Z_t = \alpha_1 D_1(t) + \alpha_2 D_2(t) + \alpha_3 D_3(t) + \beta_1 D_1(t) t + \beta_2 D_2(t) t + \beta_3 D_3(t) t + v_t \quad (2)$$

A seguir, apresentamos os resultados do ajuste dos mínimos quadrados para o modelo (2):

Parâmetro	Estimativa	Desvio	$t_0$	$P_r(t \geq  t_0 )$	$R^2$
$\alpha_1$	106,46	3,09	34,44	<0,05	0,9981
$\alpha_2$	193,86	2,93	66,18	<0,05	
$\alpha_3$	-36,58	11,07	-3,31	<0,05	
$\beta_1$	0,89	0,12	7,26	<0,05	
$\beta_2$	-1,38	0,04	-31,01	<0,05	
$\beta_3$	1,28	0,11	12,28	<0,05	

O baixo valor da estatística de Durbin-Watson (0,14) para o ajuste do modelo (2) evidencia uma forte correlação serial nos resíduos. Sendo assim, alguma transformação dos dados é necessária para a obtenção de estimadores mais eficientes.

As funções de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos suportam o teste de Durbin-Watson e sugerem um processo autorregressivo de segunda ordem para o processo  $v_t$ .

Os resultados que seguem mostram as estimativas obtidas após a utilização do procedimento de Aitken [Theil (1972)]:

Parâmetro	Estimativa	Desvio	$t_0$	$P_r(t \geq  t_0 )$
$\alpha_1$	108,17	4,35	24,87	<0,05
$\alpha_2$	186,10	4,52	4,17	<0,05
$\alpha_3$	-47,07	13,99	-3,36	<0,05
$\beta_1$	0,86	0,15	5,37	<0,05
$\beta_2$	-1,25	0,06	-20,83	<0,05
$\beta_3$	1,36	0,14	9,71	<0,05

A título de ilustração e comparação, apresentamos os resultados decorrentes do ajuste do modelo (2) à série  $R_t$ , isto é, com:

$$R_t = \alpha'_1 D_1(t) + \alpha'_2 D_2(t) + \alpha'_3 D_3(t) + \beta'_1 D_1(t)t + \beta'_2 D_2(t)t + \beta'_3 D_3(t)t + \varepsilon_t$$

obtem-se como produto do método de mínimos quadrados:

Parâmetro	Estimativa	Desvio	$t_0$	$P_r(t \geq  t_0 )$	$R^2$
$\alpha'_1$	120,82	7,47	16,16	< 0,05	0,9637
$\alpha'_2$	221,56	13,16	16,83	< 0,05	
$\alpha'_3$	-11,28	33,90	-0,33	0,7398	
$\beta'_1$	0,11	0,34	0,33	0,7399	
$\beta'_2$	-1,78	0,20	-8,89	< 0,05	
$\beta'_3$	1,03	0,31	3,36	< 0,05	

A julgar pela evolução dos resíduos deste modelo, estamos face a um processo auto-regressivo de primeira ordem. A transformação correspondente aplicada a  $R_t$  resulta no quadro seguinte:

Parâmetro	Estimativa	Desvio	$t_0$	$P_r(t \geq  t_0 )$
$\alpha'_1$	119,45	15,23	7,69	0,05
$\alpha'_2$	227,61	26,13	8,71	0,05
$\alpha'_3$	-26,87	64,80	-0,42	0,68
$\beta'$	-0,02	0,65	-0,03	0,97
$\beta_t$	-1,82	0,39	-4,63	0,05
$\beta_t$	1,13	0,59	1,92	0,06

Do ponto de vista de direções, estes resultados coincidem com os obtidos para a série  $Z_t$ . A não significância de  $\beta'_1$  é indicativa da menor representatividade do Período 1 (também detectada na tabela correspondente a  $Z_t$ ).

Para finalizar, consubstanciamos os resultados indicados pelo processo  $Z_t$  apresentando a evolução das estimativas dos termos constantes estimados para  $\nabla R_t$  nos Períodos 1, 2 e 3, respectivamente: 0,23, -1,30 e 1,20.

## 4 — Conclusões

Nossa análise mostra a possibilidade de se modelar, com uma estrutura representativa, a série temporal dos termos de troca da economia brasileira. Esta pode, essencialmente, ser descrita por um processo auto-regressivo de primeira ordem superposto a uma componente de tendência, que apresenta um coeficiente angular negativo (medida da deterioração). A intensidade de deterioração é insuficiente para validar a Tese de Prebisch ao nível de significância de 5%.

Ao eliminarmos as irregularidades da série, com a utilização de uma média móvel de ordem apropriada, observamos períodos relativamente longos, onde, definitivamente, a Tese de Prebisch não se verifica. As estimativas obtidas tornam clara a influência do período por ele analisado, fornecendo, assim, suporte adequado às observações de Gonçalves e Barros quanto à existência de deterioração.

## Bibliografia

- BOWERMAN, B., e O'CONNELL, R. T. *Time series and forecasting*. Duxbury Press, 1979.
- FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. John Wiley, 1976.
- GONÇALVES, R., e BARROS, A. C. Tendências dos termos de troca: a tese de Prebisch e a economia brasileira — 1850/1979. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 12 (1):109-32, abr. 1982.
- JOHNSTON, J. *Econometric methods*. 2.<sup>a</sup> ed.; McGraw-Hill, 1972.
- KENDALL, M. *Time series*. Griffin, 1976.
- THEIL, H. *Principle of econometrics*. John Wiley, 1972.

(Originais recebidos em junho de 1983.)

