O MODELO ECONOMÉTRICO DE ST. LOUIS APLICADO AO BRASIL

*Antonio Carlos Lemgruber**

*Economista do Instituto Brasileiro de Economia e professor da Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas.

Neste artigo vamos apresentar os resultados de uma adaptação do modelo econométrico do Federal Reserve Bank of St. Louis (FRBSL)[1] à economia brasileira. Dados anuais são utilizados, cobrindo o período 1952/73.[2] O modelo envolve duas equações básicas para despesa total (ou produto nominal) e preços, além de algumas identidades. Variáveis monetárias e fiscais afetam a despesa total e a divisão destes efeitos sobre o PIB nominal entre o produto real e a inflação é determinada por uma equação do tipo Curva de Phillips. O arcabouço teórico do modelo de St. Louis pode ser considerado como uma combinação do *approach* Hyossiano tipo IS-LM com a Curva de Phillips,[3] podendo as equações do modelo serem consideradas como uma solução parcial ou "semi-estrutural" de um modelo estrutural maior.[4] A simplicidade do modelo é uma de suas principais qualidades, especialmente para decisões de política econômica.

1. O MODELO DE ST. LOUIS

Sem haver necessidade de referências muito específicas sobre as estruturas de retardo, o modelo de St. Louis pode ser escrito da seguinte maneira:

Equação da despesa total (1)

$$\Delta Y_t = Y(\Delta M_{t-i}, \Delta E_{t-i})$$

Equação de preços (2)

$$\Delta P_t = P(D_{t-i}, \Delta P_t^a)$$

Identidade da variável de demanda (3)

$$D_t = \Delta Y_t - (X_t^F - X_{t-1})$$

Identidade da despesa total (4)

$$\Delta Y_t = \Delta P_t + \Delta X_t$$

Hipótese de antecipação de preços[5] (5)

$$\Delta P_t^a = A(\Delta P_{t-i})$$

onde:

Y_t = despesa total (PIB nominal, preços correntes);
P_t = nível geral de preços (deflator implícito do PIB);
X_t = produto real (PIB real, preços constantes);
D_t = variável de demanda;
P_t^a = antecipação do nível geral de preços;
M_t = agregado monetário (MS_t ou B_t);
MS_t = oferta monetária (meios de pagamento);
B_t = base monetária;
E_t = variável fiscal (despesas do Governo federal).[6]
X_t^F = produto real potencial (pleno emprego).

No modelo original, o símbolo Δ indica a primeira diferença, ou seja, como exemplo, $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$. Levando em consideração críticas feitas à diferença absoluta[7] utilizou-se na aplicação para o Brasil a primeira diferença percentual, na forma $\Delta Z_t = (Z_t - Z_{t-1})/Z_{t-1}$. Observe-se que a identidade (4) é válida sem aproximações apenas com diferenças logarítmicas, mas $\log d = d - 1$ para valores pequenos de $d = Z_t/Z_{t-1}$, podendo-se falar indistintamente em variações percentuais ou logarítmicas.

São os seguintes os sinais esperados para as variáveis nas equações (1). (2) e (5):

$$Y_1 > 0 \qquad Y_2 > 0$$
$$P_1 > 0 \qquad P_2 > 0$$
$$A_1 > 0$$

As variáveis endógenas deste modelo são cinco: ΔY_t, ΔP_t, ΔX_t, D_t e ΔP_t^a.[8] O produto potencial e as variáveis monetárias e fiscais são exógenas, determinando assim o movimento das variáveis endógenas ao longo do tempo. Evidentemente, podem entrar também na estimação do modelo as mesmas variáveis em forma defasada ou retardada.

Se considerarmos a identidade (4), é claro que podemos dar maior flexibilidade à equação (1) da despesa total, passando ΔX_t ou ΔP_t para o lado direito e obtendo assim as alternativas:

$$\Delta P_t = L\,(\Delta M_{t-i}, \Delta E_{t-i}, \Delta X_t) \quad \text{e} \quad (1a)$$
$$\Delta X_t = X\,(\Delta M_{t-i}, \Delta E_{t-i}, \Delta P_t) \quad (1b)$$

Observe-se que a equação (1) restringe a derivada (elasticidade) L_3 ou X_3 a ser exatamente igual a -1. Todavia, para compensar esta maior flexibilidade[9] o modelo com estas alternativas não pode ser resolvido recursivamente, em contraste com a equação (1).

Parece ser útil reescrever a identidade (3) como segue:

$$D_t = \Delta P_t + \Delta X_t - (X_t^F - X_t + \Delta X_t) \quad \text{ou} \quad (3a)$$
$$D_t = \Delta P_t - (X_t^F - X_t) \quad (3b)$$

Para sermos coerentes com o uso de variações percentuais, devemos supor que $X^F - X_t$ é na verdade uma diferença relativa ou logarítmica, conduzindo a

$$D_t = \Delta P_t - G_t \quad (3c)$$

onde

$$G_t = (X_t^F - X_t)X_t \ (\textit{gap} \text{ ou hiato do PIB}) \quad (6)$$

Com esta transformação, a equação de preços (2) poderia ser escrita da seguinte forma:

$$\Delta P_t = B\,(G_{t-i}, \Delta P_t^a) \quad (2a)$$

onde $B_1 < 0$ e $B_2 > 0$.

Há várias justificativas para o uso de (2a) em vez de (2) na estimação do modelo. Em primeiro lugar, evita-se a presença de ΔP_t nos dois lados da equação, o que poderia causar problema na estimação. Além disso, a equação (2a) é mais facilmente identificável como uma Curva de Phillips do que a equação (2). Finalmente, é preciso lembrar que o conteúdo teórico das duas equações é o mesmo, pois podemos passar de uma equação para outra com meras transformações algébricas.

Para que a simultaneidade do modelo fique bem definida, com a presença explícita de ΔP_t e ΔX_t nas duas principais equações do modelo, vale a pena registrar ainda mais uma identidade:[10]

$$G_t = g - \Delta X_t + G_{t-1} \quad (6a),$$

onde g é a taxa de crescimento do produto potencial. Neste exercício, g será constante por hipótese: 7% ao ano.

As formas reduzidas do modelo podem ser expressas da seguinte forma:

$$\left.\begin{matrix}\Delta Y_t \\ \Delta X_t \\ \Delta P_t = \varnothing(\Delta M_{t-i}, \Delta E_{t-i}, g, W_i) \\ \Delta P_t^a \\ D_t \\ G_t\end{matrix}\right. \quad (7)$$

onde W_i = variáveis endógenas retardadas.

2. APLICAÇÃO DO MODELO

O modelo de St. Louis foi estimado para os Estados Unidos com dados trimestrais para os últimos 20 anos. Detalhes sobre as estruturas de retardo consideradas para as diversas variáveis no modelo original não serão discutidos aqui, bastando mencionar que a técnica de retardos do tipo Almon foi utilizada em larga escala.

Nessa aplicação preliminar para o Brasil, com dados anuais e 22 observações (1952-73), a transformação de Koyck para retardos distribuídos geometricamente declinantes parece produzir resultados satisfatórios sem exigir grande perda nos graus de liberdade. Além disso, deve-se dizer que existem dúvidas a respeito da interpretação econômica dos resultados da técnica de Almon.[11]

Assim, vamos supor neste exercício que os símbolos ΔM_{t-i}, ΔE_{t-i}, G_{t-i} e ΔP_{t-i} nas equações (1), (5), (1a), (1b), e (2a) podem ser substituídos respectivamente por

$$\sum_0^\infty \lambda(1-\lambda)^i \Delta M_{t-i} \quad , \quad \sum_0^\infty \lambda\,(1-\lambda)^i \Delta E_{t-i}$$
$$\sum_0^\infty \gamma\,(1-\gamma)^i G_{t-i} \quad , \quad \sum_1^\infty \gamma(1-\gamma)^{i-1} \Delta P_{t-i}$$

onde

$$0 < \lambda \leqslant 1 \qquad \text{e} \qquad 0 < \gamma \leqslant 1.$$

Como exemplo da transformação Koyck, vamos considerar a equação (1) em forma linear:

$$\Delta Y_t = a + b\sum_0^\infty \lambda(1-\lambda)^i \Delta M_{t-i} + c\sum_0^\infty \lambda\,(1-\lambda)^i \Delta E_{t-i}$$

É fácil verificar que pela transformação de Koyck esta equação pode ser reescrita como:

$$\Delta Y_t = a\lambda + b\lambda\,\Delta M_t + c\lambda\,\Delta E_t + (1-\lambda)\,\Delta Y_{t-1}$$

onde

$$b > 0,\ c > 0, \text{e } 0 < \lambda \leqslant 1.$$

Já para a equação (2), que preferimos escrever na forma da equação (2a), a transformação é ligeiramente diferente. De

$$\Delta P_t = d - e\sum_0^\infty \gamma(1-\gamma)^i G_{t-i} + f\sum_1^\infty \gamma(1-\gamma)^{i-1} \Delta P_{t-1}$$

podemos obter:[12]

$$\Delta P_t = d\gamma - e\gamma G_t + (f\gamma + 1 - \gamma)\,\Delta P_{t-1}$$

onde $e > 0$, $0 < f < 1$, e $0 < \gamma \leqslant 1$. Pode-se também verificar que

$$0 < f\gamma + 1 - \gamma \leqslant 1.$$

Deve-se indicar que os resultados empíricos do próximo item irão sugerir o uso de G_{t-1} ao invés de G_t. Este resultado é obtido na transformação anterior se o somatório começar no período 1 e não no período 0, para G_{t-i}.

É interessante frisar que ΔP_{t-1} entra na equação de preços refletindo tanto as antecipações inflacionárias quanto os efeitos retardados ou defasados. Note-se que o uso de $\Delta P_t^a = \sum_1^{\infty} \gamma (1-\gamma)^{i-1} \Delta P_{t-i}$ na equação de preços correspondente precisamente à hipótese de expectativas ou antecipações adaptativas:

$$\Delta P_t^a - \Delta P_{t-1}^a = \gamma (\Delta P_{t-1} - \Delta P_{t-1}^a),\ 0 < \gamma \leq 1$$

Uma outra alternativa comumente introduzida para antecipações de preços seria a hipótese de expectativas extrapolativas:

$$\Delta P_t^a = \Delta P_{t-1} + \beta (\Delta P_{t-1} - \Delta P_{t-2}), -1 \leqslant \beta \leqslant 1$$

Esta hipótese também é considerada na estimação do modelo, resultando no surgimento da variável defasada ΔP_{t-2} na equação de regressão derivada de (2*a*).

Com a finalidade de resumir as equações do modelo de St. Louis estimadas para o Brasil com dados anuais, apresentamos o quadro 1 contendo as diversas alternativas consideradas na estimação. Os sinais esperados estão também assinalados no quadro.

Quadro 1

Equação	Opção	Variável dependente	Variáveis explicativas			
(1)	1	ΔY_t	$\Delta M_t(+)$	$\Delta E_t(+)$		
(1)	2	ΔY_t	$\Delta M_t(+)$	$\Delta E_t(+)$	$\Delta Y_{t-1}(+)$	
(1*a*)	3	ΔP_t	$\Delta M_t(+)$	$\Delta E_t(+)$	$\Delta X_t(-)$	
(1*a*)	4	ΔP_t	$\Delta M_t(+)$	$\Delta E_t(+)$	$\Delta X_t(-)$	$\Delta P_{t-1}(+)$
(1*b*)	5	ΔX_t	$\Delta M_t(+)$	$\Delta E_t(+)$	$\Delta P_t(-)$	
(1*b*)	6	ΔX_t	$\Delta M_t(+)$	$\Delta E_t(+)$	$\Delta P_t(-)$	$\Delta X_{t-1}(+)$
(2*a*)	*A*	ΔP_t	$G\ (-)$	$\Delta P_{t-1}(+)$		
(2*a*)	*B*	ΔP_t	$G_{t-1}(-)$	$\Delta P_{t-1}(+)$		
(2*a*)	*C*	ΔP_t	$G_{t-1}(-)$	$\Delta P_{t-1}(+)$	$\Delta P_{t-2}(?)$	
(2*a*)	*D*	ΔP_t	$G_{t-1}(-)$	$\Delta P_{t-1}(+)$	$G_t(-)$	
(2*a*)	*E*	ΔP_t	$G_{t-1}(-)$	$\Delta P_{t-1}(+)$	$\Delta X_t(-)$	

Se observarmos que ΔM_t está representando de fato duas variáveis monetárias alternativas, ΔMS_t ou ΔB_t, estamos diante de (6x2) + 5 = 17 equações (ver tabelas 1, 2 e 3), conduzindo a 6x2x5 = 60 modelos alternativos para determinar ΔX_t e ΔP_t (e evidentemente ΔY_t, G_t, D_t, e ΔP_t^a).[13] Cada um desses modelos alternativos conduz evidentemente a uma forma reduzida para ΔP_t e outra para ΔX_t (e também para ΔY_t, G_t, D_t, e ΔP_t^a). No quadro 2 (ver também tabela 4), temos a título de ilustração duas das 60 diferentes formas reduzidas para ΔP_t e ΔX_t, com os sinais esperados.

Quadro 2

Opção	Variável dependente	Variáveis predeterminadas				
3-*E* ou 5-*E*	ΔP_t	$\Delta B_t(+)$	$\Delta E_t(+)$	$\Delta P_{t-1}(+)$	$G_{t-1}(-)$	
6-*E*	ΔP_t	$\Delta B_t(+)$	$\Delta E_t(+)$	$\Delta P_{t-1}(+)$	$G_{t-1}(-)$	$\Delta X_{t-1}(+)$
3-*E* ou 5-*E*	ΔX_t	$\Delta B_t(+)$	$\Delta E_t(+)$	$\Delta P_{t-1}(-)$	$G_{t-1}(+)$	
6-*E*	ΔX_t	$\Delta B_t(+)$	$\Delta E_t(+)$	$\Delta P_{t-1}(-)$	$G_{t-1}(+)$	$\Delta X_{t-1}(+)$

Temos assim 17 equações estruturais (ou "semi-estruturais") e, em caráter ilustrativo, quatro formas reduzidas (ver tabelas 1, 2, 3 e 4). As previsões de inflação e crescimento dadas pelas formas reduzidas anteriormente estão na tabela 6.

Não iremos nos deter na derivação detalhada de cada uma das 11 hipóteses relacionadas (1 a 6, *A* a *E*), bastando repetir e realçar o uso da transformação Koyck e das hipóteses adaptativa ou extrapolativa para as antecipações de preços. Outras diferenças entre as equações referem-se à escolha da variável dependente (normalização) e, em alguns casos, à restrição $\lambda = 1$ e/ou $\gamma = 1$ na transformação Koyck, correspondendo à especificação de ausência de retardos, como, por exemplo, nas opções 1, 3 e 5.

No próximo item, vamos examinar os resultados das 21 equações de regressão apresentadas nas tabelas 1, 2, 3 e 4. Os dados brutos para as diversas variáveis podem ser encontrados no Apêndice, inclusive as taxas de variação percentual.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

Vamos comentar a seguir as 21 equações estimadas — tabelas 1, 2, 3 e 4. O período é 1952-73, com dados anuais. O método de estimação das regressões foi OLS (mínimos quadrados comuns).[14] No Apêndice estão as séries utilizadas para *Y, P, X, MS, B, E,* X^F e *G* assim como as definições precisas destas variáveis nesta aplicação para o Brasil. Na tabela 5, o leitor encontrará médias e desvios-padrão para estas variáveis macroeconômicas.

Nas tabelas de 1 a 4, os valores entre parênteses correspondem a *t – scores*. $\bar{R}^2$ é o R quadrado (R^2) ajustado pelos graus de liberdade. A estatística *SE* corresponde ao erro-padrão da regressão. As estatísticas para autocorrelação são a convencional Durbin-Watson ou *DW* e ainda a medida "*h*" de Durbin, esta última destinada a testar autocorrelação na presença de variáveis dependentes defasadas no lado direito.[15]

Formas reduzidas do modelo são encontradas na tabela 4. A tabela 6 contém algumas previsões do modelo para 1974 e 1975, a título de ilustração, baseadas nas formas reduzidas, com variações hipotéticas para *MS, B* e *E*, que são as variáveis exógenas de política econômica.[16] Mais adiante, faremos também comentários sobre multiplicadores de curto e longo prazo no modelo.

De uma maneira geral, levando-se em conta a simplicidade do modelo, os resultados são satisfatórios, como está indicado pelo poder explanatório das equações (R^2 e $\bar{R}^2$), pelos sinais e significância estatística da maioria dos coeficientes estimados, e pela ausência de correlação serial nos resíduos em quase todas as regressões. Assim, testes econométricos do modelo de St. Louis sugerem uma explicação satisfatória das variações na inflação e no crescimento do produto real do Brasil.

Tabela 1 — Equação da despesa total (variável monetária: *MS*)

Var. dependente	ΔY_t	ΔY_t	ΔP_t	ΔP_t	ΔX_t	ΔX_t
Opções	1	2	3	4	5	6
Var. explicativas						
ΔMS_t	0,6050 (3,98)	0,3732 (2,20)	0,5930 (4,00)	0,3503 (2,09)	0,0741 (1,62)	0,0641 (1,36)
ΔE_t	0,2873 (2,03)	0,2234 (1,71)	0,2055 (1,29)	0,2304 (1,62)	-0,0481 (1,26)	-0,0602 (1,48)
ΔP_t					-0,1129 (2,26)	-0,0838 (1,41)
ΔX_t			-1,9606 (2,26)	-1,0415 (1,20)		
ΔP_{t-1}				0,3654 (2,37)		
ΔX_{t-1}						0,1985 (0,92)
ΔY_{t-1}		0,3720 (2,32)				
Constante	3,5786	0,8477	12,5704	3,3430	9,7042	8,3608
Estatísticas						
SE	10,496	9,4592	10,222	9,1216	2,4535	2,4639
R^2	0,7343	0,7956	0,7928	0,8442	0,4836	0,5081
$\bar{R}^2$	0,7210	0,7741	0,7710	0,8182	0,4292	0,4261
DW	2,1034	2,4388	2,4040	2,2907	1,8963	2,2940
h	—	-1,5614	—	-0,9871	—	—

Período: 1952-1973; método: mínimos quadrados comuns (*OLS*); dados anuais.

Tabela 2 — Equação da despesa total (variável monetária: B)

Var. dependente	ΔY_t	ΔY_t	ΔP_t	ΔP_t	ΔX_t	ΔX_t
Opções	1	2	3	4	5	6
Var. explicativas						
ΔB_t	0,7920 (5,58)	0,5949 (4,01)	0,8344 (6,55)	0,6604 (4,01)	0,1705 (3,93)	0,1659 (3,89)
ΔE_t	0,0859 (0,63)	0,0553 (0,46)	-0,1043 (0,74)	-0,0348 (0,24)	-0,0781 (2,49)	-0,0913 (2,83)
ΔP_t					-0,1774 (4,19)	-0,1501 (3,25)
ΔX_t			-2,7834 (4,19)	-2,0926 (2,70)		
ΔP_{t-1}				0,2083 (1,58)		
ΔX_{t-1}						0,2151 (1,33)
ΔY_{t-1}		0,3131 (2,50)				
Constante	6,0363	2,5516	23,4396	15,7742	9,4526	7,8855
Estatísticas						
SE	8,7495	7,7415	7,6330	7,3371	1,9272	1,8866
R^2	0,8154	0,8631	0,8845	0,8992	0,6814	0,7116
$\bar{R}^2$	0,8062	0,8487	0,8723	0,8824	0,6478	0,6635
DW	1,6929	2,1563	2,0370	2,1601	1,6236	2,2079
h	—	-0,4529	—	-0,4778	—	-0,7483

Período: 1952-1973; método: mínimos quadrados comuns (OLS); dados anuais.

Tabela 3 — Equação de preços

Var. dependente	ΔP_t	ΔP_t	ΔP_t	ΔP_t	ΔP_t
Opções	A	B	C	D	E
Var. explicativas					
G_t	-0,8627 (1,92)			0,4582 (0,44)	
G_{t-1}		-0,9221 (2,43)	-0,6086 (1,28)	-1,2896 (1,40)	-0,8039 (1,86)
ΔP_{t-1}	0,9570 (6,93)	0,8859 (7,65)	1,0902 (4,97)	0,8394 (5,29)	0,8258 (5,35)
ΔP_{t-2}			-0,2714 (1,09)		
ΔX_t					-0,6164 (0,60)
Constante	8,1840	10,8313	10,3264	11,5455	16,0913
Estatísticas					
SE	11,313	10,798	10,743	11,035	10,984
R^2	0,7322	0,7560	0,7712	0,7586	0,7608
$\bar{R}^2$	0,7188	0,7438	0,7471	0,7332	0,7356
DW	1,6471	1,5702	1,8931	1,5194	1,5067
h	1,0863	1,2005	—	1,6876	1,6772

Período: 1952-1973; método: mínimos quadrados comuns (OLS); dados anuais.

Tabela 4 — Formas reduzidas

Var. dependente	ΔP_t	ΔP_t	ΔX_t	ΔX_t	ΔY_t	ΔY_t
Opções	3-*E* ou 5-*E*	6-*E*	3-*E* ou 5-*E*	6-*E*	(Soma)	(Soma)
Var. explicativas						
ΔB_t	0,4025 (2,46)	0,4062 (2,43)	0,1229 (3,16)	0,1212 (3,14)	0,5254	0,5274
ΔE_t	0,1516 (1,10)	0,1710 (1,18)	-0,0896 (2,73)	-0,0988 (2,95)	0,0620	0,0722
ΔP_{t-1}	0,4840 (3,45)	0,4323 (2,53)	-0,1309 (3,91)	-0,1065 (2,70)	0,3531	0,3258
ΔX_{t-1}		-0,4473 (0,56)		0,2114 (1,14)		-0,2359
G_{t-1}	-0,3895 (1,16)	-0,3744 (1,09)	0,1816 (2,27)	0,1744 (2,19)	-0,2079	-0,2000
Constante	-2,6694	0,8651	8,8587	7,1881	6,1893	8,0532
Estatísticas						
SE	8,4433	8,6196	2,0120	1,9945		
R^2	0,8665	0,8691	0,6720	0,6967		
$\bar{R}^2$	0,8443	0,8383	0,6173	0,6253		
DW	1,9779	1,9505	1,5887	1,9646		
h	0,0688	0,1941	—	0,1683		

Período: 1952-1973; método: mínimos quadrados comuns (*OLS*); dados anuais; variável monetária: *B*. Opções 1, 2, 3 e 4 produzem praticamente as mesmas formas reduzidas, se combinadas com *A*, *D* ou *E*.

Tabela 5 — Variáveis macroeconômicas, 1952-1973, dados anuais

	Médias %	Desvios-padrão %	Coef. variação %
ΔY_t	39,21	18,92	48,27
ΔP_t	30,35	20,32	66,94
ΔX_t	7,09	3,09	43,56
ΔMS_t	38,64	19,33	50,03
ΔB_t	37,26	19,84	53,24
ΔE_t	42,64	20,77	48,70
G_t	7,80	6,28	80,51

Fontes: *Conjuntura Econômica*, *International Financial Statistics*, e *Boletim* do Banco Central. Ver também Apêndice.

Tabela 6 — Previsões do modelo (formas reduzidas)

Anos	Inflação ΔP_t (6-*E*)			Crescimento ΔX_t (6-*E*)		
	Verdadeiro	Estimado	Desvio	Verdadeiro	Estimado	Desvio
1952	13,17	11,89	1,28	8,72	8,32	0,40
1953	15,33	21,02	-5,69	2,52	2,83	-0,31
1954	21,35	14,51	6,84	10,10	9,19	0,91
1955	16,84	14,20	2,64	6,85	7,30	-0,45
1956	23,22	22,02	1,20	3,18	4,79	-1,61
1957	13,17	28,45	-15,28	8,07	6,72	1,35
1958	11,11	10,97	0,14	7,70	8,69	-0,99
1959	29,24	21,78	7,46	5,58	9,24	-3,66
1960	26,29	33,42	-7,13	9,70	6,63	3,07
1961	33,33	41,60	-8,26	10,30	8,84	1,46
1962	54,77	47,26	7,51	5,25	6,79	-1,54
1963	77,95	64,27	13,68	1,55	2,95	-1,40
1964	87,78	80,55	7,23	2,92	2,64	0,28
1965	55,44	70,18	-14,74	2,74	2,83	-0,09
1966	38,83	35,92	2,91	5,11	3,47	1,64
1967	26,99	22,91	4,08	4,78	8,01	-3,23
1968	27,81	28,93	-1,12	9,32	10,30	-0,98
1969	22,27	18,89	3,38	9,00	10,20	-1,20
1970	19,78	13,34	6,44	9,51	8,99	0,52
1971	20,41	21,97	-1,56	11,28	8,98	2,30
1972	17,03	18,31	-1,28	10,39	8,25	2,14
1973	15,53	25,27	-9,74	11,40	10,01	1,39
1974	32,0*	23,71	9,71	9,0*	9,86	-0,86
1975	—	25,82	—	—	7,51	—

Ver tabela 4 (Formas reduzidas). Previsões bastante semelhantes são dadas pelas opções 2 e 4 combinadas com *A* e *D*, por exemplo.
Hipóteses para ΔMS, ΔB e ΔE em 1974 e 1975: ΔMS: 35,0 e 30,0; ΔB: 40,0 e 33,0; ΔE: 32,0 e 30,0.
* Dados preliminares.

Os resultados nas tabelas 1 e 2 referem-se à equação da despesa total (1) e às suas variantes (1*a*) e (1*b*). Fica evidente que as equações com a base monetária (tabela 2) apresentam, sem exceção, resultado mais favorável do que as equações com a oferta monetária (tabela 1).[17] Por outro lado, quando a base monetária é considerada, a variável fiscal perde a significância e troca de sinal em vários casos, em face de maior multicolinearidade. Os resultados sugerem que a política monetária é mais potente do que a fiscal e, além disso, seu efeito sobre *Y*, *P* e *X* é mais estável (maiores coeficientes, maiores *t — scores*, e sinais corretos).

As variantes (1*a*) e (1*b*) apresentam resultados tão satisfatórios quanto (1), evitando a restrição implícita nesta última de que $\delta\Delta P/\delta\Delta X = -1$, ou seja, elasticidades iguais para preços e produto na demanda agregada. Na verdade, os coeficientes de ΔX_t em (1*a*) (casos 3 e 4) sugerem altas elasticidades-renda real nesta equação, que pode ser vista como uma transformação da demanda de moeda. Quanto aos retardos, o uso da transformação de Koyck (ver opções 4 e 6, com ΔB_t) produz um *retardo médio* nos efeitos das variáveis, exógenas de cerca de três meses $[(1 - \lambda) / \lambda = 0{,}4]$ tanto para preços quanto para produto.[18] Para se obter os efeitos de longo prazo das variáveis exógenas, deve-se multiplicar os coeficientes de ΔB_t e ΔE_t por $1/\lambda$, ou cerca de 1,25. Finalmente, deve-se notar que as opções 3 e 5, com $\lambda = 1$, ou seja, nenhum retardo, possuem poder explanatório quase igual às opções 4 e 6, onde a transformação Koyck foi introduzida.[19]

Na tabela 3 são apresentadas cinco opções para a equação de preços na forma (II*a*) (ver item 1), que pode ser chamada de Curva de Phillips. Levando-se em conta os sinais esperados, a significância dos coeficientes e o poder explanatório das regressões, a opção *B* é o melhor resultado, sugerindo que o efeito do hiato *G* é retardado.

Como o coeficiente de ΔP_{t-1} reflete antecipações de preços e também a transformação Koyck (ver item 2), não se pode precisar, neste caso da equação de preços, o retardo médio da variável *G*. Todavia, a comparação de *A* e *B* sugere um retardo médio de pelo menos um ano.

Quando G_t ou ΔX_t são incluídos juntamente com G_{t-1} nas regressões (ver opções *D* e *E*), os sinais daquelas variáveis aparecem incorretos. Mas deve-se frisar que a soma dos coeficientes em ambos os casos tem o sinal correto esperado, o que poderia indicar que a troca de sinais é apenas uma fabricação estatística da técnica de mínimos quadrados comuns, na presença de multicolinearidade.

Em todas as opções na tabela 3, o coeficiente de ΔP_{t-1} (ou $\Delta P_{t-1} + \Delta P_{t-2}$ na opção *C*) não é significativamente diferente de 1,0. Isto indica que a Curva de Phillips, isto é, a relação negativa entre ΔP e *G* desaparece a longo prazo, quando então *G* irá ser uma constante equivalente à chamada taxa natural de desemprego. Note-se que com G constante, $\Delta X = \Delta X^F$.

As formas reduzidas do modelo estão na tabela 4. Com duas exceções, os sinais são aqueles sugeridos pelo modelo de St. Louis. As exceções referem-se a ΔE_t na forma reduzida para ΔX_t, e ΔX_{t-1} no caso de ΔP_t, devendo ser atribuídas à severa multicolinearidade com ΔB_t e G_{t-1}, respectivamente. Os valores estimados para ΔP_t e ΔX_t com estas formas reduzidas [20] estão na tabela 6, mostrando-se aceitáveis.[21] A soma dos coeficientes das formas reduzidas para ΔP_t *e* ΔX_t corresponde a ΔY_t, sendo evidentemente comparável aos coeficientes estimados nas opções 1 e 2 da tabela 2 para ΔY_t.

Os multiplicadores da tabela 4 são chamados de curto prazo ou de impacto. É interessante registrar que este modelo simples possui multiplicadores totais de longo prazo coerentes com a proposição macroeconômica de que ações fiscais e monetárias afetam apenas variáveis nominais a longo prazo. Isto pode ser mais facilmente mostrado no caso 5-*E*, por exemplo, supondo-se G constante, $\Delta P_t = \Delta P_{t-1}$ e, para simplificar, $\Delta B_t = \Delta E_t$. Fazendo-se as devidas substituições, verifica-se que $\delta \Delta P_t / \delta \Delta B_t = 1{,}07$ e $\delta \Delta X_t / \delta \Delta B_t = -0{,}11$. Estes valores se aproximam bastante dos multiplicadores teóricos de 1,0 e 0. Também para ΔY_t, verifica-se que, a longo prazo $\delta \Delta Y_t / \delta \Delta B_t = 0{,}91$.

4. COMENTÁRIOS FINAIS

Os resultados empíricos do modelo de St. Louis aplicado ao Brasil, apresentados anteriormente, são satisfatórios e bastante encorajadores, se levarmos em conta a simplicidade dos métodos de estimação e das estruturas de retardo bem como o uso de dados anuais. Estes resultados representam motivação para que economistas brasileiros aprofundem a pesquisa com este modelo, que tem a qualidade de ser facilmente entendido e tem aplicação direta na execução da política econômica.

Para pesquisa futura com o modelo de St. Louis, devemos mencionar a utilidade de se considerar formulações alternativas, como por exemplo: relações lineares *versus* relações log-lineares; variáveis fiscais e monetárias diferentes; retardos distribuídos mais sofisticados, incluindo a técnica de Almon; métodos de estimação diferentes; exercícios de simulação; medidas diferentes para antecipações ou expectativas de preços e para o produto potencial; teste do modelo com dados trimestrais.[22] Além disso, pode-se também introduzir algumas extensões do modelo, inclusive alguns modelos monetaristas mais recentes baseados no *Theoretical framework* de Friedman.[23] Outro ponto que precisa ser considerado em pesquisa futura do modelo refere-se ao setor externo da economia brasileira, com a "abertura" do modelo de St. Louis.[24]

■

APÊNDICE

Dados utilizados (ver também tabela 5)

Anos	Y	ΔY %	P	ΔP %	X	ΔX %	MS	ΔMS %	B	ΔB %	E	ΔE %	X^F	G %
1949	229,9	18,14	100,0	10,74	229,9	6,63	54,8	17,60	36,0	12,50	20,7	31,85	231,6	0,7
1950	272,1	18,36	111,2	11,20	244,8	6,48	72,0	31,39	46,0	27,78	24,0	15,94	247,8	1,2
1951	322,7	18,60	124,5	11,96	259,3	5,92	83,8	16,39	52,0	13,04	26,8	11,67	265,1	2,2
1952	397,3	23,12	140,9	13,17	281,9	8,72	96,7	15,39	61,0	17,31	30,4	13,43	283,7	0,6
1953	469,5	18,17	162,5	15,33	289,0	2,52	115,4	19,34	71,0	16,39	51,6	69,74	303,6	5,1
1954	627,4	33,63	197,2	21,35	318,2	10,10	142,7	23,66	87,0	22,54	54,3	5,23	324,8	2,1
1955	783,4	24,86	230,4	16,84	340,0	6,85	166,1	16,40	100,0	14,94	64,9	19,52	347,6	2,2
1956	995,9	27,13	283,9	23,22	350,8	3,18	202,4	21,85	122,0	22,00	98,4	51,62	371,9	6,0
1957	1 218,0	22,30	321,3	13,17	379,1	8,07	267,4	32,11	165,0	35,25	138,1	40,35	397,9	5,0
1958	1 457,5	19,66	357,0	11,11	408,3	7,70	328,8	22,96	193,0	16,97	162,3	17,52	425,8	4,3
1959	1 987,6	36,37	461,4	29,24	431,1	5,58	469,8	42,88	264,0	36,79	221,4	36,41	455,6	5,7
1960	2 750,7	38,39	582,7	26,29	472,9	9,70	651,9	38,76	372,0	40,91	324,0	46,34	487,5	3,1
1961	4 052,1	47,31	776,9	33,33	521,6	10,30	994,0	52,48	602,0	61,83	508,7	57,01	521,6	0,0
1962	6 601,4	62,91	1 202,4	54,77	549,0	5,25	1 631,0	64,08	976,0	62,13	846,5	66,40	558,1	1,7
1963	11 918,6	80,55	2 139,7	77,95	557,5	1,55	2 685,0	64,62	1 658,0	69,88	1 555,9	83,80	597,2	7,1
1964	23 055,0	93,44	4 018,0	87,78	573,8	2,92	4 875,0	81,56	3 088,0	86,25	2 857,2	83,64	638,9	11,3
1965	36 817,6	59,69	6 245,6	55,44	589,5	2,74	8 750,0	79,49	5 146,0	66,65	4 499,6	57,48	683,7	16,0
1966	53 724,1	45,92	8 670,8	38,83	619,6	5,11	9 959,0	13,82	6 503,0	26,37	6 496,4	44,38	731,6	18,1
1967	71 486,8	33,06	11 011,4	26,99	649,2	4,78	14 513,0	45,73	8 145,0	25,25	8 038,8	23,74	782,8	20,6
1968	99 879,8	39,72	14 073,5	27,81	709,7	9,32	20 174,0	39,01	11 932,0	46,49	11 502,1	43,08	837,6	18,0
1969	133 116,9	33,28	17 207,5	22,27	773,6	9,00	26 735,0	32,52	15 497,0	29,88	14 708,9	27,88	896,2	15,8
1970	174 624,1	31,18	20 611,9	19,78	847,2	9,51	33 638,0	25,82	18 503,0	19,40	18 932,1	28,71	958,9	13,2
1971	233 996,3	34,00	24 819,3	20,41	942,8	11,28	44 514,0	32,33	24 822,0	34,15	27 652,6	46,06	1 026,0	8,8
1972	302 323,2	29,20	29 047,2	17,03	1 040,8	10,39	61 550,0	38,27	31 181,0	25,62	38 254,4	38,34	1 097,8	5,5
1973	389 090,0	28,70	33 559,6	15,53	1 159,4	11,40	90 490,0	47,02	44 498,0	42,71	52 568,1	37,42	1 174,7	1,3

1 Para uma descrição do modelo, ver Andersen, L. & Carlson, K. A monetarist model for economic stabilization. *FRBSL Review*, Apr., 1970; Carlson, K. Projecting with the St. Louis Model: a progress report. *FRSL Review*, Feb., 1972; Andersen, L. & Carlson, K. Monetary variable, prices and unemployment. In: *The econometrics of price determination*. O. Eckstein, ed. Federal Reserve Board, Washingtón D.C., 1972. O modelo é analisado também em outros artigos deste livro.

2 Se os retardos forem considerados, os dados envolvem 1950-73. Futuramente deverá ser útil a estimação do modelo com dados trimestrais para o mesmo período.

3 O modelo, na sua formulação teórica, pode ser visto como keynesiano ou monetarista. São os resultados empíricos de Andersen e Carlson (A.C.) (ver nota 1) que levam a proposições monetaristas, como por exemplo o efeito nulo da política fiscal e o desaparecimento da Curva de Phillips a longo prazo.

4 Por exemplo, uma equação como $Y = F(E,M)$ (despesa total) é derivável de $C=C(Y,r)$, $I=I(r)$, $Y=C+I+E$, $MD=M(Y,r)$, $MD=M$, onde Y=produto nominal; E=despesas governamentais; M=oferta de moeda; C=consumo; r=taxa de juros; I=investimento; MD=demanda de moeda. Vale a pena observar que existe muita semelhança entre o modelo de St. Louis e o modelo recente de M. Friedman em *A theoretical framework for monetary analysis*. New York, NBER, 1971.

5 Deve-se observar que A.C. consideram outras hipóteses para antecipação ou expectativa de preços, substituindo ΔP_{t-i} por taxas de juros ou variações na oferta de moeda. Além disso, ΔP_{t-i} foi "ajustada" de acordo com a taxa de desemprego. Nós preferimos manter, todavia, a hipótese mais simples dos autores.

6 Outras variáveis fiscais, como a receita federal ou o *deficit* orçamentário, poderiam ser também consideradas. Todavia, o trabalho de Andersen, L. & Jordan, J. (Monetary and fiscal actions: a test of their relative importance in economic stabilization. *FRBSL Review*, Nov., 1968), que serviu de base à equação de despesa total do modelo de St. Louis, sugere que a despesa federal é uma variável mais adequada e mais exógena do que impostos ou o *deficit*.

7 Alguns dos problemas relacionados a diferenças absolutas são a heteroscedascidade, a dificuldade de comparação dos coeficientes exigindo ajustamentos (coeficientes beta), e a necessidade de ajustar as unidades de algumas variáveis. Por exemplo, ΔP_t é de fato $(Y_{t-1} \cdot P_t)$, para poder ser expresso em dólares ou cruzeiros. Além disso, a identidade (4) fica sendo apenas uma aproximação. Ver diversos comentários sobre o assunto em *The econometrics of price determination*, op.cit.

8 Deve-se notar que o modelo de St. Louis contém outras duas equações, para a taxa de juros e a taxa de desemprego, as quais não precisam ser estimadas para a determinação das outras cinco variáveis endógenas, e, assim, não foram consideradas neste exercício para o Brasil. Ver *A monetarist model for economic stabilization*, op.cit.

9 É preciso lembrar que estas elasticidades estão diretamente relacionadas à elasticidade-renda da demanda por moeda.

10 Esta identidade é válida já que $\log d = d\text{-}1$ e $\log X_t - \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1} - \log X_t + \log X_{t-1} + \log X_{t-1} - \log X_{t-1}$.

11 Sobre retardos distribuídos, ver Theil, H. *Principles of econometrics*. Wiley, 1971; e Johnston, J. *Econometric methods*. 2. ed., McGraw-Hill, 1972.

12 Note-se que a equação (5) é evidentemente levada em conta nesta derivação.

13 Na verdade, há 50 modelos alternativos já que (1*a*) e (1*b*), opções 3 e 5, têm exatamente as mesmas variáveis.

14 Como estamos diante de um modelo simultâneo que só pode ser resolvido recursivamente para algumas opções (1 e 2, por exemplo), pode-se argumentar que métodos de estimação como *2SLS* ou *3SLS* — mínimos quadrados de dois ou três estágios — deveriam ser usados, ao invés de *OLS*. Todavia, já que alguma experimentação com estes métodos sugeriu resultados bastante parecidos com os obtidos por *OLS*, preferimos usar este último método para esta estimação preliminar do modelo, em vista do menor custo computacional.

15 Se h é maior do que 1,96, rejeita-se a hipótese de nenhuma autocorrelação com nível de significância de 2,5%.

16 Na verdade, para que o modelo simultâneo venha a ser utilizado como elemento de previsão de variáveis tais como a taxa de inflação e a taxa de crescimento, fazem-se necessários exercícios de simulação *ex-ante* e *ex-post* com o modelo, para saber se ele se comporta satisfatoriamente como um todo interdependente. Na simulação, analisa-se a evolução ao longo do tempo das variáveis endógenas, supondo-se conhecidos apenas os valores das variáveis exógenas no período (além de valores *iniciais* para as endógenas). Ver, por exemplo, Evans, M.K. & Klein, L. R. *The Wharton econometric forecasting model*. Philadelphia, Univ. of Pennsylvania, 1968. Assim, as previsões da tabela 6 são apenas ilustrativas.

17 Isto se reflete também nas formas reduzidas. Pode-se racionalizar este resultado supondo que num modelo simples como $Y = V \cdot M^S$ e $M^S = mB$, mV é mais estável do que V apenas.

18 Observe-se que $(1-\lambda)$ corresponde ao coeficiente da variável dependente defasada. Um retardo médio de exatamente três meses seria dado por $1-\lambda=0{,}2$ e $\lambda=0{,}8$. No caso 4, com ΔB_t, $1-\lambda=0{,}2083$, e no caso 6, $1-\lambda=0{,}2151$. O declínio geométrico dos coeficientes pode ser representado por 0,8; 0,16; 0,02, etc.

19 Isto se aplica também para as opções 1 e 2 têm ΔY_t como variável dependente.

20 Note-se que apesar da opção B ter apresentado melhores resultados do que E na equação de preços, preferimos usar esta última nas formas reduzidas para que a simultaneidade do sistema fique melhor caracterizada.

21 Há, porém, uma tendência no modelo de erros ou desvios para cima no caso da inflação e para baixo com relação ao crescimento nos últimos anos. Isto sugere modificações estruturais favoráveis nas expectativas inflacionárias e no produto potencial, as quais são difíceis, porém, de melhor quantificação. Poder-se-ia apenas corrigir os resíduos por deslocamentos nas constantes das equações, que poderiam ser atribuídos a uma baixa exógena de antecipação de preços (inflação reprimida?) e a um pequeno salto na taxa de crescimento potencial (8%?).

22 Para se testar o modelo para o Brasil com dados trimestrais, uma série *proxy* de produto real terá de ser construída através de séries relacionadas. A este respeito ver, por exemplo, Chow, G. & Lin, A. Best linear unbiased interpolation extrapolation and distribution of time series by related series. *Review of Economics and Statistics*. Nov. 1971.

23 Cf. Friedman, M. *Theoretical framework for monetary analysis*. op. cit. Ver, por exemplo McCallum, B.T. Friedman's missing equation: another approach. *Manchester School Review*, Sep., 1973; Laffer, A. A formal model of the economy. *Journal of Business*, 1971; Laidler, D. A simple model for money, prices and output. *Manchester School Review*. Nov., 1973.

24 Por exemplo, a equação de despesa total deverá incluir o multiplicador do comércio exterior. Os efeitos monetários dos *superavits* do balanço de pagamentos pelas variações nas reservas internacionais realçam a necessidade de análise detalhada da exogeneidade da oferta monetária ou da base monetária. Além disso, preços de exportação e importação podem também ser considerados explicitamente na equação de preços. Ver Lemgruber, A.C. External effects on the Brazilian inflation. *Brookings conference on world inflation*, 1975 (a sair).