

# A adesão ao padrão-ouro e seus determinantes cliométricos: o caso do Brasil

*Cliometric determinants of gold standard adoption: the Brazillian case*

Cláudio Djissey Shikida  
Ibmec Minas

Clarice Sollero Lemos  
Ibmec Minas

Ari Francisco de Araujo Jr.  
Ibmec Minas

**Resumo:** Este artigo objetiva investigar, econometricamente, os determinantes da adoção do padrão-ouro por parte do Brasil. A literatura destaca a importância dos preços das *commodities* (café e borracha), dos problemas inflacionários, da credibilidade inerente ao padrão-ouro, das crises econômicas (choques externos) e internas na decisão de um governo permanecer (ou aderir ao padrão) ou abandonar o padrão-ouro. Para tanto, foram estimados modelos logit. Os resultados sugerem destaque para as variáveis, credibilidade e inflação, mas não corroboram importância esperada para *dummy* de choques externos.

**Palavras-chave:** Padrão-Ouro; História econômica; Cliometria; Desenvolvimento regional; Brasil.

**Abstract:** This paper investigates the econometrics of the determinants of the adoption, by the Brazilian government, of the Gold Standard. The literature emphasizes the importance of the commodities prices, inflation, the credibility due to the standard, the economic crisis (external shocks) and internal recessions as determinants in the decision of a government to stay (or to adopt) or not in the Gold Standard. Logit models were estimated. The results suggest relevant impact of credibility and inflation variables. However, we found that external shocks proxy has the wrong sign.

**Keywords:** Gold Standard; Economic history; Cliometrics; Regional development; Brazil.

**JEL:** N00, N16.

## Introdução

Durante quase trinta anos entre o fim do século XIX e início do século XX, o padrão-ouro foi o sistema monetário adotado por muitos países (BORDO, 2002). Esta foi uma experiência da qual o Brasil fez parte. Sua primeira tentativa, em 1888, não durou mais de um ano e diversas foram as razões para este fracasso: a abolição da escravatura em 1888, a entrada de capital extremamente alta e a revolução republicana que coincidiu com o período final da conversão.

A literatura sobre a experiência do Brasil durante o período do padrão-ouro (1906-14 e 1926-30<sup>1</sup>) foi resenhada e analisada detalhadamente por Fritsch e Franco (1992). Uma das principais preocupações de política econômica dizia respeito ao impacto da elevação cambial sobre as exportações de café e borracha. Segundo os autores, a primeira experiência do Brasil neste sistema monetário deveu-se ao medo de uma apreciação nos preços do café. Houve a criação do Banco de Conversão para emitir e converter moeda com o valor da nova paridade entre o mil-réis *versus* preço do ouro (FRITSCH e FRANCO, 1992).

---

<sup>1</sup> Os autores não consideram o episódio de 1888-89 porque este durou por pouco mais de um ano, logo o padrão-ouro mal pode operar.

Na primeira tentativa do padrão-ouro no Brasil, houve significativo aumento das exportações da borracha – cujo *boom* ocorreu no início do século XX - enquanto o preço do café manteve-se estável. Os autores destacam dois fatos interessantes que aconteceram nesta tentativa: 1) apenas as notas do Banco de Conversão eram oficialmente convertidas por reservas em ouro e 2) o fato de o Banco do Brasil ter as funções de banco comercial e de banqueiro governamental. A conversão foi abandonada com o início da 1ª Guerra Mundial para preservar os depósitos que estavam no Banco de Conversão.

Os eventos para o retorno da conversão no Brasil, em 1926, teriam sido similares à experiência pré-guerra: novamente a apreciação da taxa de câmbio combinada com baixo crescimento da renda levou-se à insatisfação dos produtores brasileiros e a criação da Caixa de Estabilização, uma instituição que surge em 1926, padronizada exatamente sobre as linhas do antigo Banco de Conversão. A operação do balanço de pagamentos durante a experiência pós-guerra foi praticamente uma reprodução do período de conversão anterior: o balanço de pagamentos apresentava um superávit. Este fato, associado ao alto preço do café, levou o país a apresentar uma expansão monetária e crescimento de investimento externo. Com a crise financeira mundial em 1929<sup>2</sup>, o preço do café caiu e houve contração na entrada de capital no Brasil. Este choque, causado pela perda contínua da reserva de ouro da Caixa de Estabilização, levou a uma recessão que durou até o abandono da conversão em 1930 (FRITSCH e FRANCO, 1992).

Dentre os diversos fatores que influenciaram a decisão do governo brasileiro de adotar ou não o padrão-ouro, quais teriam sido os mais importantes? A literatura aponta diversas hipóteses importantes<sup>3</sup>, mas não há, segundo nosso conhecimento, um estudo econometricamente fundamentado para o caso brasileiro. Esta nota pretende, portanto, contribuir para preencher esta lacuna. Assim, a seção seguinte especifica as variáveis e o modelo utilizado. Depois são apresentados os resultados. Finalmente, a seção quatro conclui.

## **2. Metodologia e Dados**

O modelo empírico, para o t-ésimo ano, pode ser representado como segue:

$$PADRÃO\_OURO_t = f(COMMODITIES_t, INF_t, VARIAÇÃO\_PIB_t, CRISE_t, ADERÊNCIA_{t-1}, erro) \quad (1)$$

Como a variável dependente é dicotômica, a estimação dos parâmetros é inviável via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Com variável dependente é

---

<sup>2</sup> Bordo e Murshid (1999) analisaram e estabeleceram os anos-chave das crises financeiras antes da 2ª Guerra Mundial. São eles: 1825, 1837-38, 1847, 1857, 1866, 1873, 1890-93, 1907-1908, 1914, 1920-21 e 1929-33.

<sup>3</sup> Recentemente, Wolf e Yousef (2006) formularam e testaram algumas hipóteses acerca dos determinantes deste sistema monetário em uma análise de painel para uma amostra de cinquenta países. Especificamente, eles se perguntam: (i) se choques adversos, reais ou monetários, aceleraram o abandono do padrão-ouro por parte do governo do país; (ii) se as fugas de capitais diminuíram a atratividade do padrão-ouro como âncora de credibilidade; (iii) se o abandono do padrão por parte de um governo acelera o abandono de outros países, embora o histórico de permanência do país no padrão-ouro possa desacelerar este efeito e, finalmente, (iv) se fatores políticos (instabilidade) pressionariam em favor do abandono do padrão-ouro. Seus resultados apresentam evidências em favor de todas as hipóteses, mas não dizem muito sobre as motivações específicas de cada país.

binária, a estimação via MQO pode violar a hipótese de homocedasticidade, além de produzir estimativas de probabilidade fora do intervalo [0, 1]. Os modelos logit e probit são recomendados para tais casos (GUJARATI, 2004).

O modelo logit é baseado na função logística e o probit na distribuição normal. Como tais distribuições são muito semelhantes, a escolha entre os modelos para a estimação dos parâmetros pode ser considerada indiferente (usaremos aqui a distribuição logística). O processo de estimação ocorre, de fato, via máxima verossimilhança. Na especificação da regressão logística, um índice não observado  $I_t$  (com intervalo de menos a mais infinito) é usado para representar a propensão à adoção do padrão-ouro. O limite  $I^*$  estabelece a mudança qualitativa com relação à decisão:

$$PADRÃO\_OURO = \begin{cases} 1, & \text{se } I_t > I^* \text{ e,} \\ 0, & \text{se } I_t \leq I^*. \end{cases} \quad (2)$$

Portanto, a decisão de adoção do padrão-ouro pode ser descrita como função da propensão para aderir ao sistema tal que:

$$PADRÃO\_OURO_t = F(I_t) \quad (3)$$

Dado que a propensão a adotar o padrão-ouro é função linear de k atributos econômicos, temos:

$$PADRÃO\_OURO_t = F(x'_t \beta) \quad (4)$$

Tal que, para T observações ( $t = 1, \dots, T$ ),  $PADRÃO\_OURO_t$  é um vetor (T X 1) de observações da variável dependente,  $x_t$  é um (k X 1) de variáveis exógenas e  $\beta$  é um vetor (k X 1) de parâmetros a serem estimados. Usando a função de distribuição logística cumulativa (GUJARATI, 2004):

$$PADRÃO\_OURO_t = F(x'_t \beta) = \frac{1}{1 + e^{-z_t}} = \frac{1}{1 + e^{-(x'_t \beta)}} \quad (5)$$

Em que:

$$Z_t = \alpha + \beta_1 COMMODITIS_t + \beta_2 INF_t + \beta_3 VARIAÇÃO\_PIB_t + \beta_4 CRISE_t + \beta_5 ADERÊNCIA_{t-1} + erro \quad (6)$$

A função log de máxima verossimilhança  $L(\beta)$  para o logit acima é:

$$L(\beta) = \sum_{t=1}^T \{PADRÃO\_OURO_t \ln[F(x'_t \beta)] + (1 - PADRÃO\_OURO_t) \ln[1 - F(x'_t \beta)]\} \quad (7)$$

As variáveis utilizadas e seus sinais esperados são discutidos a seguir<sup>4</sup>. A amostra se delimita ao período de 1900-1935.  $PADRÃO\_OURO_t=1$  se em determinado ano o Brasil adotou o padrão-ouro, e o caso contrário, conforme Fritsch e Franco (1992);  $COMMODITIES_t$  é o preço das principais *commodities* do Brasil na época, como o café e a borracha;  $INF_t$  é a inflação;  $VARIAÇÃO\_PIB_t$  é a variação absoluta do PIB de um ano para o outro;  $CRISE_t$  é uma *dummy* que assumirá o valor igual a um caso naquele ano tenha havido alguma guerra/crise, e zero caso contrário;  $ADERÊNCIA_{t-1}$  é o número de países que aderiram o padrão-ouro no ano anterior. A defasagem de um período da variável  $ADERÊNCIA$  é apropriada visto que os canais de comunicação da época estudada não eram imediatos como nos dias de hoje. A seguir detalha-se o impacto esperado de cada variável independente.

#### a) *Commodities*

A relação entre a exportação centrada preponderantemente em um único produto foi levantada por vários autores como um possível mecanismo diferenciado de transmissão de choques no padrão-ouro<sup>5</sup>. Bordo e Flandreau (2001), para o mundo, e Fritsch e Franco (1992), para o Brasil, destacam a importância do aspecto “periférico” dos países para se explicar o grau de dificuldade destes em seguir o padrão-ouro.

A hipótese é que um aumento do preço mundial da *commodity* estimula as exportações da mesma e, portanto, aumenta a entrada de reservas no país. Espera-se que seu coeficiente seja positivo, ou seja,  $\beta_1 > 0$ . No caso em questão, escolheu-se o café e a borracha. Ambas são oriundas da OxLad<sup>6</sup> e medidas como o nível do índice de preços da *commodity* em questão em dólares (1970=100).

#### b) Inflação

Ao aderir ao padrão-ouro, um país tem como um dos objetivos evitar a alta inflação. Entretanto, será que um governo mantém sua adesão ao sistema do padrão-ouro quando as pressões inflacionárias aumentam? É provável que choques internos e externos – geradores de inflação – operem no sentido de diminuir a probabilidade de o país seguir no padrão-ouro<sup>7</sup>. Ou seja, espera-se teoricamente que  $\beta_2 < 0$ . A variável diz respeito às variações percentuais anuais do índice de preços ao consumidor e foi obtida da base de dados de Michael Bordo<sup>8</sup>.

#### c) Variação Absoluta do PIB

---

<sup>4</sup> Matriz de correlação entre regressores é apresentada no Anexo.

<sup>5</sup> Ver Wolf e Yousef (2006) para um resumo da literatura sobre padrão-ouro.

<sup>6</sup> A OxLAD (Oxford Latin American Economic History Database) é uma base de dados de séries estatísticas de indicadores econômicos e sociais. Os dados estão disponíveis para vinte países da América Latina desde 1900 até 2000.

<sup>7</sup> A inflação levou à suspensão do padrão-ouro por vários países após o término da I Grande Guerra. Ver Bordo, Edelstein e Rockoff (1999).

<sup>8</sup> Esta base de dados foi elaborada pelo próprio autor e está disponível em seu site: <http://michael.bordo.googlepages.com/home3>

Esta variável, obtida a partir da base de dados de Angus Maddison<sup>9</sup>, pretende captar o efeito que um bom momento da economia do país tem em sua decisão de permanecer no arranjo do padrão-ouro. Periférico ou central, um baixo (alto) crescimento econômico pode levar um país a rever sua decisão quanto à adoção do padrão-ouro. Deste modo, espera-se que  $\beta_3 > 0$ .

#### d) Crise

Com o intuito de testar a estabilidade na estratégia de adoção do padrão-ouro pelo governo brasileiro, coletou-se uma *dummy* para crises e guerras que ocorreram durante os anos de 1906 a 1930 a partir de informações coletadas de Bordo e Schwartz (1994) e Bordo e Murshid (1999). Alguns países periféricos sofreram com a adesão ao padrão-ouro por conta da adoção conjunta de regime de taxas de câmbio fixas, o que teria contribuído para maior exposição a choques externos. A *dummy* tem valor igual a um caso tenha havido crise e/ou guerra em determinado ano da amostra e valor igual a zero caso contrário. Espera-se que  $\beta_4 < 0$ , uma vez que crises e guerras dificultariam o Brasil a permanecer utilizando tal sistema.

#### e) Aderência

Muitos governantes argumentavam que a adesão ao padrão-ouro aumentaria as exportações por conta do comércio mundial com países que também aderiram ao sistema (efeito-cascata). Outro argumento – Bordo, Edelstein e Rockoff (1999) – é o de que o padrão-ouro serviria como fator de credibilidade para o país. As evidências encontradas pelos autores mostram que o mercado financeiro norte-americano teria interpretado a volta ao padrão, no pós-Primeira Guerra, como um sinal de credibilidade. Seja por efeito-cascata em comércio, seja por credibilidade, espera-se que o número de países no padrão-ouro, em determinado ano, seja importante para a decisão do país aderir ao sistema. Espera-se, assim, que  $\beta_5 > 0$ . Como comentado anteriormente, utiliza-se a primeira defasagem desta variável. Os dados foram coletados a partir de Bordo e Schwartz (1994).

### 3. Resultados

A Tabela 01 apresenta os coeficientes estimados do modelo logit e as respectivas estatísticas Z.

Tabela 01 – Determinantes da Adesão ao Padrão-Ouro

Variável	Coefficiente	p-valor(z)
C	-153,8071	0,0356
ADERENCIA	2,9292	0,0202
BORRACHA	0,4249	0,0423
CAFE	0,7014	0,0284
CRISE	95,1223	0,0419
INF	-3,77131	0,0380
VARIAÇÃO PIB	0,0162	0,0377

Fonte: Cálculos dos autores.

<sup>9</sup> Esta base de dados foi elaborada pelo próprio autor e está disponível no site: [http://www.ggcd.net/maddison/Historical\\_Statistics/horizontal-file\\_03-2007.xls](http://www.ggcd.net/maddison/Historical_Statistics/horizontal-file_03-2007.xls)

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 01, os coeficientes das variáveis explicativas da regressão estimada são significativos ao nível de 5% e apresentaram os sinais esperados, com exceção da variável crise<sup>10</sup>. Note-se a magnitude dos coeficientes de ADERENCIA e INFLACAO, bem superiores às outras variáveis, com exceção da *dummy* CRISE.

Tabela 02 – Probabilidades da Adesão ao Padrão-ouro

Ano	Probabilidade	Ano	Probabilidade
1901	1,0000	1919	0,0000
1902	0,9326	1920	0,0000
1903	1,0000	1921	0,0000
1904	1,0000	1922	0,0000
1905	1,0000	1923	0,0017
1906	1,0000	1924	0,0000
1907	0,7518	1925	0,2008
1908	1,0000	1926	0,7039
1909	1,0000	1927	0,9348
1910	1,0000	1928	1,0000
1911	1,0000	1929	1,0000
1912	1,0000	1930	0,9983
1913	1,0000	1931	0,0000
1914	1,0000	1932	0,0000
1915	0,4104	1933	0,0000
1916	0,0000	1934	0,0000
1917	0,0000	1935	0,0000
1918	0,0716		

Fonte: Cálculos dos autores.

A Tabela 02 apresenta as probabilidades estimadas pelo modelo do Brasil aderir ao padrão-ouro levando em consideração todas as variáveis em estudo. De uma forma geral, os resultados confirmam os fatos da história brasileira. Como pode ser percebido, a probabilidade do Brasil aderir ao padrão-ouro nos anos de 1914 e 1915 diminuiu aproximadamente 59%. A própria história mundial explica o porquê desta queda: a 1ª Guerra Mundial. Como já dito anteriormente, no Brasil, a conversão foi abandonada com o início da 1ª Grande Guerra para preservar os depósitos em ouro que estavam no Banco de Conversão.

Ainda na análise da Tabela 2, pode-se perceber que a probabilidade de o Brasil adotar o padrão-ouro permanece próxima de zero até 1926, quando passa para o patamar dos 70%. Com a crise financeira mundial em 1929, o preço do café caiu e houve uma queda na entrada de capital no Brasil. Este choque, causado pela perda contínua da reserva de ouro da Caixa de Estabilização, levou a uma recessão que durou até o abandono da conversão em 1930, justificando assim a probabilidade igual a 0 para os anos subsequentes.

Outro exercício interessante é verificar os efeitos da variação de uma unidade de cada variável independente, *ceteris paribus*, sobre a variável dependente. Estes efeitos são dados por:

<sup>10</sup> Para verificar a qualidade do ajuste do modelo, utiliza-se o R2 de McFadden, adequado para regressões do tipo Logit, Probit e Tobit. Verifica-se que a qualidade do ajuste foi elevada, em torno de 0,93. Para detalhes sobre seu cálculo, ver, por exemplo, Maddala (2003).

$$\frac{\partial P_i}{\partial x_{ij}} = \beta_j P_i (1 - P_i) \quad (8)$$

Em que,  $P_i$  é a probabilidade do Brasil adotar ao padrão-ouro nos anos do estudo, ou seja,  $i= 1901$  a  $1930$ ;  $X_{ij}$  representa a variável explicativa em análise; e  $\beta_j$  representa seu coeficiente. Por exemplo, caso se queira saber qual o impacto de um aumento de uma unidade na variável PIB na probabilidade do Brasil adotar ao padrão-ouro no ano de 1927, tem-se:

$$\frac{\partial P_{1927}}{\partial X_{PIB,1927}} = \beta_{PIB} P_{1927} (1 - P_{1927}) \quad (9)$$

Os resultados encontrados encontram-se na Tabela 3. A coluna (I) apresenta o efeito da variável ADERENCIA sobre a probabilidade do Brasil adotar ao padrão-ouro, dado o aumento de mais um país adotar este sistema monetário. Os resultados mostram que tal mudança aumenta a probabilidade do Brasil adotar ao padrão-ouro em aproximadamente 0,546 pontos percentuais na primeira experiência e de 0,610 pontos percentuais na segunda. Esta relação confirma expectativa e é justificada devido ao fato de países aderirem ao sistema monetário de padrão-ouro para diminuir os custos de transação, além de amenizar a volatilidade da taxa de câmbio.

Tabela 03 – Previsão dos Efeitos de Mudança nas Variáveis Explicativas

Ano	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
1901	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1902	0,1842	0,0267	0,0441	-0,2372	0,0010
1903	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1904	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1905	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1906	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1907	0,5466	0,0793	0,1309	-0,7038	0,0030
1908	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1909	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1910	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1911	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1912	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1913	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1914	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1915	0,7088	0,1028	0,1697	-0,9126	0,0039
1916	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1917	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1918	0,1947	0,0282	0,0466	-0,2507	0,0011
1919	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1920	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1921	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1922	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1923	0,0049	0,0007	0,0012	-0,0063	0,0000
1924	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1925	0,4701	0,0682	0,1126	-0,6053	0,0026
1926	0,6105	0,0886	0,1462	-0,7861	0,0034
1927	0,1786	0,0259	0,0428	-0,2299	0,0010
1928	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1929	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1930	0,0049	0,0007	0,0012	-0,0063	0,0000
1931	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1932	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1933	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1934	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1935	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Cálculos dos autores.

A coluna (II) apresenta o efeito da variável BORRACHA sobre a probabilidade do Brasil adotar ao padrão-ouro. Este resultado ajuda a mensurar qual o impacto na decisão de aderir a este sistema monetário dado o aumento de um ponto no índice de preços da *commodity* borracha. Pode-se dizer que, de acordo com os resultados encontrados, em ambos os períodos de decisão na história brasileira, o aumento de BORRACHA impactou numa maior probabilidade da adesão ao padrão-ouro pelo Brasil. Na primeira experiência, a probabilidade de adoção do padrão-ouro aumenta em 0,079 pontos percentuais a cada aumento de uma unidade no preço. Já na segunda experiência, esta probabilidade aumenta em 0,089 pontos percentuais. Como já dito anteriormente, este era o resultado esperado visto que um aumento dos preços praticados mundialmente de uma *commodity* brasileira geralmente significa maior valor exportado e, portanto, entrada de ouro no país.

A mesma análise foi feita para CAFÉ. Os resultados se encontram na coluna (III) e são similares aos de BORRACHA. Na primeira tentativa de adoção do sistema, a probabilidade aumenta em 0,130 pontos percentuais e na segunda experiência, 0,146. A explicação deste resultado análogo ao caso da BORRACHA.

A coluna (IV) apresenta o efeito da variável INFLAÇÃO sobre a probabilidade do Brasil adotar ao padrão-ouro. Conforme esperado, a probabilidade da adesão ao padrão-ouro pelo Brasil diminui com um aumento da inflação. Na primeira tentativa de adoção do sistema a probabilidade diminui em 0,703 pontos percentuais e na segunda experiência em 0,786, a cada aumento de 1% no nível geral de preços.

O efeito de um aumento do PIB sobre a probabilidade de se aderir ao padrão-ouro é apresentada na coluna (V). Os resultados mostram que o crescimento do PIB aumenta a probabilidade do Brasil adotar ao padrão-ouro, apesar do efeito ser qualitativamente muito reduzido (0,003 pontos percentuais em 1907 e 1926, por exemplo).

Tabela 04 - Previsão dos Efeitos da Variável Crise

Ano	Efeito Marginal	Ano	Efeito Marginal
1901	-1,00	1919	0,00
1902	4,98	1920	0,00
1903	-1,00	1921	0,00
1904	-1,00	1922	0,00
1905	-1,00	1923	0,16
1906	-1,00	1924	0,00
1907	16,75	1925	15,27
1908	-1,00	1926	18,83
1909	-1,00	1927	4,80
1910	-1,00	1928	-1,00
1911	-1,00	1929	-1,00
1912	-1,00	1930	0,84
1913	-1,00	1931	0,00
1914	-1,00	1932	0,00
1915	23,02	1933	0,00
1916	0,00	1934	0,00
1917	0,00	1935	0,00
1918	6,32		

Fonte: Cálculos dos autores.

A Tabela 04 apresenta o efeito da *dummy* CRISE sobre a probabilidade do Brasil adotar o padrão-ouro. De acordo com Bordo e Schwartz (1994) e Bordo e



Murshid (1999), as principais crises e guerras do período estudado foram a 1ª Guerra Mundial e a crise de 1929. Como descrito anteriormente, ao contrário do esperado, a ocorrência de uma crise eleva, de modo geral, a probabilidade de adoção ao sistema de padrão-ouro. Como exemplo, a 1ª Guerra Mundial sugere uma variação na probabilidade do Brasil adotar o padrão-ouro em 23 pontos percentuais no ano de 1915<sup>11</sup>.

## **Considerações finais**

Este artigo analisou os determinantes da adesão do Brasil ao padrão-ouro por meio de uma análise cliométrica. Os resultados obtidos sugerem evidências de que fatores como os preços das principais *commodities* brasileiras da época, o crescimento do PIB e o fato de outros países também aderirem a este sistema monetário influenciam positivamente a decisão de aderir ao padrão-ouro. Por sua vez, a inflação tem efeito contrário: quanto maior a inflação no país, menor a probabilidade de que o mesmo continue sob o padrão-ouro.

Estes resultados corroboram as hipóteses geralmente levantadas na literatura acerca das decisões dos países em adotar ou não o padrão-ouro como sistema monetário. A magnitude absoluta dos coeficientes das *proxies* ADERENCIA e INFLACAO na decisão do país em aderir ou não ao padrão-ouro parecem apontar, contudo, que no caso do Brasil, estes teriam sido os principais determinantes nas decisões do governo brasileiro da época.

A importância da credibilidade do padrão-ouro é compatível com a hipótese levantada por Fritsch e Franco (1992). Por sua vez, a inflação como um incentivo ao abandono deste padrão é uma evidência favorável à interpretação destes mesmos autores. No caso brasileiro, a relação entre inflação e padrão-ouro necessita ser analisada em conjunto com variáveis externas (o balanço de pagamentos) diferentemente do que ocorria nos países centrais.

## **Referências**

BASE de Dados, **Angus Maddison**, Disponível em: <[http://www.ggd.net/maddison/Historical\\_Statistics/horizontal-file\\_03-2007.xls](http://www.ggd.net/maddison/Historical_Statistics/horizontal-file_03-2007.xls)> Acesso em 20 de julho de 2008.

BASE de Dados, **Michael Bordo**, Disponível em: <<http://michael.bordo.googlepages.com/home3>>. Acesso em 20 de julho de 2008.

BASE de Dados, **The Oxford Latin American Economic History Database (OxLAD)**, Disponível em: <<http://oxlad.qeh.ox.ac.uk/search.php>>. Acesso em 10 Abril, 2008.

---

<sup>11</sup> A exclusão desta variável não afeta os sinais observados dos outros coeficientes estimados. A única mudança perceptível ocorre na variável de crescimento do PIB, cuja significância estatística cai bastante (com um p-valor aproximado de 0,72). Entretanto, acreditamos que a variável de crise pode conter, em sua formulação os problemas tradicionais de variáveis *dummies* como a delimitação exógena do período de crise, bem como de seu início e término. Foram feitos os cálculos das previsões em um modelo sem a variável “crise” e os resultados podem ser obtidos diretamente com os autores.

BORDO, M.; FLANDREAU, M. C., **Periphery, exchange rate regimes, and globalization.** NBER Working Paper, n.8584, 2001.

BORDO, M.; EDELSTEIN, M. e ROCKOFF, H. **Was Adherence to the Gold Standard a "Good Housekeeping Seal of Approval" During the Interwar Period?** NBER Working Paper, n.7186, 1999.

BORDO, M.; MURSHID, A. **The International Transmission of Financial Crises Before World War II: Was There Contagion?** UNU / WIDER conference on Financial Contagion Helsinki, 1999.

BORDO, M.; SCHWARTZ, A. **The Specie Standard as a Contingent Rule Some Evidence for the Core and Peripheral Countries 1880-1990.** NBER Working Paper N°. 4860, 1994.

BORDO, M. **Monetary Standards.** Oxford Encyclopedia of Economic History, Oxford University Press, 2002.

FRITSCH, W.; FRANCO, G.H.B. **Aspects of the Brazilian Experience with the Gold Standard.** Texto para Discussão 286, Departamento de Economia Puc Rio de Janeiro, 1992.

GUJARATI, D.N. **Econometrics.** Fourth Edition, McGraw-Hill, 1994

MADDALA, G.S. **Introdução à Econometria.** 3ª edição. Rio de Janeiro: LTC – Livros Técnicos e Científicos Editora S.A., 2003.

WOLF, H.; YOUSSEF, T. **Breaking the Fetters: Why did Countries Exit the Interwar Gold Standard?** The New Comparative Economic History Conference, 2006 (mimeo).

*Submetido em 26/07/2012.*

*Aprovado em 16/05/2013.*

#### **Sobre os autores**

##### **Cláudio Djissey Shikida**

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Minas Gerais (1992), com mestrado em Economia pela Universidade de São Paulo (1998). Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (2003). Atualmente é professor no IBMEC-MG e membro colaborador do PPGOM (UFPEL).

Email: claudioids@ibmecmg.br

##### **Clarice Sollero Lemos**

Economista com experiência nos aspectos de contabilidade e administração financeira. Experiência direta com fluxo de caixa, financiamentos, investimentos. Especialização em Finanças Corporativas.

Email: clarice.sollero@gmail.com

##### **Ari Francisco de Araujo Jr.**

Possui graduação em Economia pela Universidade de São Paulo (1998) e mestrado em Teoria Econômica pela Universidade Federal de Minas Gerais (2001). Atualmente é professor assistente IV do Ibmecc Minas Gerais.

Email: arifaj@ibmecmg.br

## Anexos

Tabela A.1 – Dados de Preços do Café, Inflação, PIB, Crises e Aderência para o Brasil nos anos 1906 a 1930

Ano	Padrão-Ouro	Inflação	Preço Café (1970=100)	PIB (milhão)	Varição PIB	Crise	Aderência	Preço Borracha (1970=100)
1899		-3,99		12347				
1900	1	-16,60	17,08	12201	-146	1	14	276,09
1901	1	-21,20	13,38	13425	1224	1	14	243,09
1902	1	-1,93	11,32	13425	0	0	14	235,79
1903	1	-4,17	11,52	13693	268	0	14	300,7
1904	1	1,86	16,05	13961	268	0	14	337,23
1905	1	-24,35	17,08	14365	404	0	14	360,59
1906	1	7,41	16,46	15735	1370	0	15	374,75
1907	1	12,12	13,38	15754	19	0	15	345,92
1908	1	-10,81	17,08	15639	-115	0	15	279,32
1909	1	2,44	18,11	16886	1247	0	15	401,84
1910	1	-0,30	21,4	17078	192	0	16	490,31
1911	1	-2,08	29,01	18959	1881	0	16	395,38
1912	1	-8,06	32,92	18747	-212	0	16	383,2
1913	1	3,33	26,75	19188	441	1	16	311,63
1914	1	-6,65	23,66	18844	-344	1	16	233,7
1915	0	5,72	19,75	19688	844	0	2	236,73
1916	0	6,67	21,81	20263	575	0	1	280,57
1917	0	10	20,99	21664	1401	0	1	272,61
1918	0	-12,28	26,13	21223	-441	0	0	213,74
1919	0	32,33	51,04	24024	2801	0	0	191,48
1920	0	9,64	39,29	26393	2369	0	0	203,98
1921	0	-0,79	21,4	26944	551	0	0	77,93
1922	0	10,77	29,42	28801	1857	0	1	82,65
1923	0	15,56	30,45	30454	1653	1	1	140,85
1924	0	12,50	43,83	30434	-20	0	2	124,16
1925	0	10	50,63	30556	122	0	6	345,43
1926	1	1,50	45,87	31210	654	0	9	235,26
1927	1	2,71	38,48	33476	2266	0	13	180,22
1928	1	-2,34	47,73	37333	3857	0	16	106,41
1929	1	-7,76	45,46	37415	82	1	17	97,61
1930	1	-3,20	26,54	35187	-2228	1	17	48,81
1931	0	-1,10	18,11	34401	-786	0	15	29,17
1932	0	0	21,81	35599	1198	0	5	16,35
1933	0	-1,98	18,72	38374	2775	0	4	28,13
1934	0	9,28	22,84	41585	3211	0	3	61,68
1935	0	6,47	18,31	42722	1137	0	3	58,72
1936	0	11,59	19,55	46824	4102	0	3	78,4

Fonte: OxLad; Base de Dados Michael Bordo; Base de Dados Angus Maddison; Bordo e Schwartz (1994); Bordo e Murshid (1999).

Tabela A.2 – Matriz de Correlação

	ADERENCIA	BORRACHA	CAFE	CRISE	INF	VARIAÇÃO_PIB
ADERENCIA	1	0,3222	-0,3733	0,2559	-0,5236	-0,3750
BORRACHA	0,3222	1	-0,1694	-0,1492	-0,1297	-0,1794
CAFE	-0,3733	-0,1694	1	0,0482	0,3690	0,2626
CRISE	0,2559	-0,1492	0,0482	1	-0,2106	-0,2726
INFLACAO	-0,5236	-0,1297	0,3690	-0,2106	1	0,3608
VARIAÇÃO_PIB	-0,3750	-0,1794	0,2626	-0,2726	0,3608	1

Fonte: Cálculos dos autores.