

Taxa de câmbio e oferta de moeda — 1880-1897: uma análise econométrica*

Gustavo H.B. Franco**

O objetivo central deste artigo é discutir os fatores determinantes da taxa de câmbio no final do século passado. Em particular, pretende-se adicionar elementos para a compreensão da crise cambial de 1891, que provocou um intenso debate nas décadas seguintes. Do ponto de vista metodológico, foram empregados métodos econométricos, como tem sido a recente tendência na área de história econômica. A precariedade dos dados e as limitações próprias da metodologia não permitiram ampliar substantivamente ao entendimento das influências que se manifestaram sobre a taxa de câmbio durante o período estudado.

1. Introdução; 2. A experiência histórica; 3. Testes de causalidade; 4. Testes de especificação.

1. Introdução

A partir de 1885, quando se iniciaram as primeiras gestões no sentido de conferir elasticidade à oferta de papel-moeda, até a virada do século, quando se discutiu até a exaustão a incineração desse mesmo papel-moeda, o Brasil testemunhou um debate de grandes proporções, talvez inusitado, em torno de problemas relacionados com a taxa de câmbio e a política monetária. Este debate havia-se iniciado na segunda metade dos anos 80 quando transformações estruturais na economia, dentre as quais o súbito e fenomenal crescimento do setor assalariado, se tornavam especialmente agudas. Simultaneamente, o balanço de pagamentos experimentava uma sucessão de choques, favoráveis e desfavoráveis, que levaram o país em fins de 1888 a atingir a tão longamente perseguida paridade de 1836, assim aderindo ao padrão-ouro, e logo em seguida, em 1891, à mais séria crise cambial de todo o século.

A crise de 1891 teria profundas conseqüências e enorme influência sobre a política econômica dos anos que se seguiriam. A até então impensável queda da taxa de câmbio ao nível de sete *pence* por mil-réis levou ao ápice a discussão entre os chamados “papelistas” e “metalistas” em torno dos determinantes do

* O autor agradece ao CNPq pelo apoio financeiro, a Luiz Aranha Correa do Lago e aos dois consultores da RBE por comentários e sugestões. Nenhum destes, contudo, é responsável pelas falhas que este ensaio ainda traz.

** Da Universidade de Harvard.

colapso cambial, um debate que se tornou recorrente nas décadas seguintes. Este debate parecia reeditar em grande medida as célebres controvérsias inglesas em torno da depreciação da libra esterlina durante as guerras napoleônicas.¹ De um lado os “metalistas”, escorados na autoridade de Ricardo e Overstone entre outros, insistiam que excessos monetários e fiscais haviam conduzido o país à crise.² De outro, os “papelistas”, mais ecléticos, e talvez por isso mesmo menos claros, tais como seus “correspondentes” nas controvérsias inglesas, atribuíam o colapso do câmbio a uma ampla gama de fatores, e dentre estes, como o principal, o estado do balanço de pagamentos.³ Este ensaio não pretende resenhar esta controvérsia, tampouco escrever uma história da crise, ambos temas fascinantes ainda por serem adequadamente trabalhados. Pretende-se apenas discutir os determinantes da taxa de câmbio, no contexto da discussão em torno da crise de 1891, utilizando-se de técnicas estatísticas modernas e com isso verificar se estas técnicas podem adicionar à nossa compreensão dos eventos de 1891, um esforço que deve ser considerado não mais que complementar ao relato histórico. Este ensaio se constitui, portanto, em um esforço de quantificação, que aliás tem sido predominante no trabalho mais recente em história econômica. Procura-se, no entanto, estabelecer com muita clareza as limitações que se impõem ao uso de modelos econométricos para o esclarecimento de questões históricas específicas, e em especial as relativas à experiência brasileira desses anos.

Diversos outros autores estudaram o comportamento da taxa de câmbio ao final do século XIX, sendo que especificamente Albert Fishlow, Flávio Versiani e principalmente Eliana Cardoso⁴ empregaram métodos econométricos em suas análises. Este ensaio difere daqueles em escopo e metodologia. No caso dos trabalhos dos dois primeiros autores, o recurso aos métodos econométricos se presta tão-somente a sustentar conjecturas periféricas a seus argumentos princi-

¹ Sobre as controvérsias inglesas, ver: Fetter, Frank W. *The development of British monetary orthodoxy*. Fairfield, Augustus M. Kelley, 1978; Viner, Jacob. *Studies in the theory of international trade*. New York, Harper & Brothers, 1937.

² Dentre os expoentes da corrente metalista merecem destaque o Conselheiro Francisco Belisário, assim como Leopoldo Bulhões e Joaquim Murtinho. Para uma resenha da controvérsia simpática às idéias metalistas, ver: Calógeras, J.P. *A política monetária do Brasil*. São Paulo, Companhia Editora Nacional, 1960; Ribeiro de Andrada, Antônio Carlos. *Bancos de emissão no Brasil*. Rio de Janeiro, Leite Ribeiro, 1923; Wileman, J.P. *Brazilian exchange; the study of an inconvertible currency*. New York, Greenwood Press, 1969.

³ Dentre os chamados “papelistas” os nomes a destacar são o de Rui Barbosa, Amaro Cavalcanti e Vieira Souto. Algumas obras representativas são: Barbosa, Rui. *Finanças e política na república discursos e escriptos*. Rio de Janeiro, 1892; Vieira Souto, Luiz Rafael. *O papel-moeda e o câmbio*. Paris, Imprimerie de Vangirard, 1925; Cavalcanti, Amaro. *Resenha financeira do ex-Império do Brasil*. Rio de Janeiro, Imprensa Nacional, 1889.

⁴ Fishlow, A. Origens e consequências da substituição de importações no Brasil. *Estudos Econômicos*, 2(6), dez. 1972; Versiani, F.R. Industrialização e economia de exportação: a experiência brasileira antes de 1914. *Revista Brasileira de Economia*, 34(1), jan./mar. 1980; Cardoso, Eliana. Desvalorizações cambiais, indústria e café: Brasil, 1862-1906. *Revista Brasileira de Economia*, 35(2): 85-106, abr./jun. 1981 ou Exchange rates in nineteenth century Brazil: an econometric model. *Journal of Development Studies*, 19(2), jan. 1983.

país.⁵ Já o trabalho de Cardoso é exclusivamente dedicado à estimação de equações para a taxa de câmbio e o para o estoque de capital para o período 1862-1906. Este ensaio difere do de Cardoso em vários aspectos. Enquanto seu trabalho procura estimar um determinado modelo estrutural, que a autora desenvolve com algum detalhe, a ênfase deste ensaio reside em testes de causalidade e testes de especificação para a ampla gama de modelos estruturais. Além disso, existem diferenças significativas a nível de procedimentos econométricos específicos e relativas ao tratamento dos dados, como ficará claro a seguir.

Este ensaio se organiza da seguinte maneira. O item 2 procura dar um breve resumo das questões envolvidas e assim estabelecer os problemas em torno dos quais se travou o debate referido. Em seguida, o item 3 traz a primeira tentativa de responder às questões levantadas no item anterior através dos chamados testes de causalidade originados na literatura referente à análise de séries de tempo. Procuramos estudar relações de causalidade entre moeda, taxa de câmbio e movimentos de capital, com isso tentando reeditar as posições em debate tal como descrito no item 2. Procuramos apontar explicitamente as limitações inerentes ao método e até que ponto se podem admitir como válidos os resultados obtidos. Essas mesmas limitações de metodologia, em especial a ausência de qualquer consideração a nível teórico sobre as relações entre as variáveis, nos levaram a utilizar procedimentos mais complexos, tais como os testes de especificação reportados no item 4. Novamente procuramos deixar bem claras as limitações inerentes à metodologia e a qualidade das conclusões que nos são permitidas.

2. A experiência histórica

Os anos de 1870 a 1914 são geralmente caracterizados como anos de prosperidade e estabilidade para a economia internacional, o que se atribui, em grande medida, à vigência do padrão-ouro em sua forma mais madura e desenvolvida. É a partir daí que se pode falar de uma economia mundial integrada e interdependente, caracterizada por uma divisão internacional do trabalho que determinava papéis específicos para cada um de seus diferentes segmentos. As chamadas economias periféricas, e em especial os chamados países de ocupação recente, constituíam uma parte essencial do sistema e sem dúvida desfrutaram do crescimento e da prosperidade verificados nesses anos. Houve, contudo, considerável diversidade de experiências no âmbito da periferia, o que não permitiria que se estabelecesse nenhuma relação simples entre crescimento e um alto grau de integração com a economia internacional. Se, por um lado, participar mais ativamente de uma economia mundial em expansão forneceu a estes países uma “lo-

⁵ No trabalho de Versiani, os resultados econométricos são inclusive reportados em uma nota de rodapé. Ver: Versiani. op. cit. p. 17.

comotiva de crescimento”⁶, havia, por outro lado, uma série de custos envolvidos em se manter um grande e crescente grau de abertura para o exterior. Assim sendo, se para diversos países a adesão incondicional à economia internacional contribuiu para o avanço do processo de industrialização, para muitos outros parece ter sido um fator de retardamento.

Um aspecto essencial da integração à economia internacional era a adesão ao padrão-ouro, o que, no entanto, se mostrou freqüentemente problemático na periferia. Essas dificuldades são geralmente atribuídas a fatores como: excessiva concentração das receitas de exportação em uns poucos produtos de preços marcadamente voláteis, termos de troca desfavoráveis, concentração geográfica das exportações, baixas elasticidades de oferta de exportações e procura por importações, um excessivo coeficiente de abertura e ainda maior se considerada somente a parte monetizada da economia, dependência para com influxos de capital de natureza instável, déficits crônicos nos itens invisíveis do balanço de pagamentos e dificuldades de manter reservas em volumes apreciáveis.⁷

Recorrentes dificuldades, ou mesmo crises de balanço de pagamentos foram características proeminentes de muitas economias periféricas, especialmente na América Latina, durante os melhores anos do padrão-ouro. Por muito tempo o diagnóstico mais comum no “Norte” para o fenômeno, com raras e honrosas exceções surgidas após a experiência da Grande Depressão e da II Guerra Mundial,⁸ era simplesmente o de que se tratava de administração imprevidente e/ou irresponsabilidade fiscal e monetária.⁹ Tais idéias certamente não deixaram de encontrar fervorosos adeptos no “Sul”, dentre grupos interessados na estabilidade da taxa de câmbio e “adeptos ideológicos” da disciplina do padrão-ouro.¹⁰ Mas somente após 1945 esta crônica tendência ao desequilíbrio externo acharia um diagnóstico alternativo em trabalhos cuja origem pode ser associada à Cepal e ao grupo de pioneiros que ali se aglutinou.¹¹

⁶ Tal como sugerido em: Lewis, W. Arthur. *The evolution of the international economic order*. New York, Princeton University Press, 1977.

⁷ Ver a respeito a análise pioneira de Celso Furtado em: *The economic development of Latin America*. 2 ed. Cambridge University Press, 1976. cap. 4 e 5 e especialmente 9. E também em: *Formação econômica do Brasil*. Rio de Janeiro, Companhia Editora Nacional, 1974.

⁸ Ver. Triffin, Robert. Central banking and monetary management in Latin America. In Harris, Seymour E., ed. *Economic problems of Latin America*. New York, McGraw-Hill, 1944; Wallich, Henry. Underdeveloped countries and the international monetary mechanism. In: *Money, trade and economic growth, Essays in honor of John Henry Williams*. New York, McMillan, 1951.

⁹ Exemplos eloquentes da sabedoria convencional acerca da “indisciplina monetária e fiscal” tão comum na periferia e em especial na América Latina podem ser encontrados em: Kemmerer, E.W. Economic advisory work for governments. *American Economic review*, (1):XVII, Mar. 1927.

¹⁰ Não é freqüentemente muito considerada a extensão pela qual as idéias monetárias inglesas foram exportadas para a periferia, e também o papel fundamental exercido pela autoridade da ortodoxia monetária britânica nas economias periféricas na manutenção da posição central da Grã-Bretanha no período 1870-1914.

¹¹ Ver: Rodriguez, Octavio. *Teoria do subdesenvolvimento da Cepal*. Rio de Janeiro, Forense Universitária, 1981.

Estes fatos utilizados que acabamos de apresentar bem se adaptam à experiência brasileira com o padrão-ouro e são particularmente relevantes para o episódio 1885-91. O país tinha cerca de 60% de suas receitas de exportação concentradas em café, sendo que os EUA e a Grã-Bretanha absorviam cerca de 60% das exportações e somente a Grã-Bretanha provia em volta de 50% das importações brasileiras. A elasticidade de oferta de exportações era baixa em função de fatores tais como o longo período de gestação do cafeeiro,¹² de modo que, sendo a procura por café também inelástica, essas elasticidades tendiam a magnificar flutuações de preço e portanto instabilidade.

A economia brasileira, por outro lado, tinha seus itens invisíveis do balanço de pagamentos cronicamente deficitários, por conta de itens como remessas de imigrantes, despesas de fretes e seguros e o serviço da dívida externa.¹³ Como importador de capital, o país provavelmente beneficiou-se do capital estrangeiro no que respeita à construção de infra-estrutura para os setores de exportação, transportes e serviços urbanos, como a literatura tradicional sobre investimento estrangeiro repetidamente procura destacar.¹⁴ Mas do ponto de vista do balanço de pagamentos, o que esses autores tendem a considerar fatores de “curto-prazo” e assim supostamente pouco importantes,¹⁵ os vultosos e erráticos fluxos de capital criavam um sério problema de instabilidade. Como notou Triffin, “o balanço de pagamentos da chamada periferia seria auxiliado a longo prazo pelas grandes importações de capital posto à sua disposição pelos mercados financeiros da Europa industrial, mas esses países pagariam caro por esta dependência por meio de flutuações despropositadas na disponibilidade de tal capital(...) a instabilidade das taxas de câmbio dos países mais subdesenvolvidos(...) encontra aqui uma de suas inúmeras explicações”.¹⁶

Todos esses fatores contribuíam para conferir notável instabilidade às contas externas do país, para a qual, ainda por cima, o país se encontrava particularmente vulnerável naquela época. Em 1914, de acordo com estimativas existentes do produto real do país, as exportações representavam cerca de 27,5% do PIB,¹⁷

¹² Ver: Delfim Netto, A. *O problema do café no Brasil*. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1979.

¹³ Ver, a respeito da magnitude dos itens invisíveis: Franco, Gustavo H.B. *Reforma monetária e instabilidade durante a transição republicana*. Rio de Janeiro, BNDES, 1983. apêndice ao cap. 2.

¹⁴ Ver: Rippy, J. Fred. *British investments in Latin America, 1822-1949*. Minneapolis, 1959; Platt, D.C.M. *Business imperialism 1840-1930: an inquiry based on british experience in Latin America*. Oxford University Press, 1977.

¹⁵ Um exemplo representativo pode ser encontrado no survey de: Cottrel, P.L. *British overseas investment in the XIXth century*. MacMillan, 1975. p. 44.

¹⁶ Triffin, Robert. *O sistema monetário internacional, ontem, hoje, amanhã*. Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1972. p. 33.

¹⁷ Considere-se, para fins de cálculo, o valor para 1914 do “valor adicionado líquido na economia”, estimado por: Haddad, Claudio L.S. *O crescimento do produto real no Brasil, 1900-1947*. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 1978. p. 160. E para exportações considere-se o valor em mil-réis reportado pelo *Anuário estatístico do Brasil, 1939-40*. IBGE. p. 1.358-9.

número comparável ao da própria Grã-Bretanha,¹⁸ e assustadoramente superior aos coeficientes de abertura dos anos posteriores a 1945 quando se discutiu muito sobre o impacto da instabilidade advinda da economia internacional para os países subdesenvolvidos.¹⁹ Em função de tudo isso é compreensível que as repetidas tentativas de enquadrar o país no padrão-ouro tenham redundado em fracassos e, nesse sentido, o episódio 1885-91 demonstra a interação desses fatores de forma especialmente clara.

Do final da década de 70 até meados dos anos 80 termos de troca desfavoráveis e pequenos influxos de capital alternaram-se de tal forma que a taxa de câmbio caiu abaixo da paridade, e mesmo com a melhor das intenções ortodoxas o país não conseguiu livrar-se da heresia do papel-moeda inconvertível, isto é, de um regime de taxas de câmbio flexíveis. Diversos programas de austeridade, com variados graus de influência britânica, tiveram início, mas nenhum teve sucesso. A deflação necessária para se atingir algum equilíbrio do balanço de pagamentos à paridade vigente parecia além do alcance de uma política monetária contracionista.

Ao final dos anos 80, contudo, três novas circunstâncias colocaram novos problemas para os dirigentes do país: a) o gradual colapso da escravatura e o grande influxo de imigrantes expandiram súbita e violentamente o setor assalariado da economia; b) grandes influxos de capital estrangeiro e termos de troca favoráveis levaram o balanço de pagamentos a uma situação de abundância de divisas; c) o início de uma forte expansão do nível de atividade econômica, após um longo período de estagnação, parecia afastar as prioridades da política econômica da orientação contracionista que havia sido dominante desde o fim da guerra do Paraguai e do pânico de 1864. A partir desse quadro tiveram início gestões no sentido de reformular o sistema monetário e bancário e cresceu um sentimento favorável à expansão da liquidez motivado por temores acerca da continuação da expansão da economia e das consequências do colapso da escravatura. Contudo, os anseios expansionistas, traduzidos principalmente através de diversos projetos de reforma bancária, foram sistematicamente bloqueadas por um parlamento essencialmente conservador e aferrado às noções ortodoxas de política monetária e comprometido com os esforços de austeridade voltados para um possível retorno à paridade de 1836.

Em 1888, todavia, a taxa de câmbio apreciou-se até atingir a paridade sem que isso estivesse relacionado com qualquer esforço deflacionista, sendo o fenômeno inteiramente atribuído a um notável influxo de capitais estrangeiros de natureza autônoma. Aquilo que mais de 20 anos de esforços de austeridade ha-

¹⁸ Ver: Kindleberger, Charles P. *Foreign trade and the national economy*. New Haven, Yale University Press, 1962. p. 180 e 220.

¹⁹ Um trabalho representativo dessa discussão é: Macbean, A.I. *Export instability and economic development*. London, George Allen & Unwin, 1966. Note-se que em 1958 as exportações representavam cerca de 9% da renda nacional no Brasil, de acordo com Kindleberger. (op. cit. p. 220).

viam sido incapazes de realizar acontecera em pouco menos de um ano à custa de um vigoroso *boom* de exportação de capital inglês para a América Latina. Diversas eram as causas deste *boom*,²⁰ talvez o principal interesse do investidor internacional despertado pela abertura do Pampa argentino, que em muito se assemelhava à abertura do Oeste norte-americano.²¹ Nessas circunstâncias, a colocação de novos empréstimos ou de novas companhias no mercado de capitais londrino para toda a América Latina, para o Brasil em especial, viu-se súbita e grandemente facilitada. Em 1885 as exportações de capital inglês para a América Latina totalizaram £ 7,1 milhões, cerca de 70% dos quais eram destinados à Argentina e por volta de 5% ao Brasil, e em 1888 o total era de £ 40,3 milhões, 54% dos quais com destino à Argentina e por volta de 25% ao Brasil.²² Em consequência disso o saldo médio anual da conta capital do balanço de pagamentos do país, que foi da ordem de £ 2,5 milhões em 1881-85, passou a £ 10,9 milhões em 1886-89.²³ A tabela 1 dá uma dimensão à importância dos influxos de capital.

Tabela 1
Movimentos de capital, 1880-95
(£ milhões)

| | Total ^a | Exportações de capital britânico América Latina ^a | Argentina ^b | Brasil Saldo capitais ^c |
|------|--------------------|---|------------------------|---------------------------------------|
| 1885 | 55,3 | 7,1 | 5,0 | 0,2 |
| 1886 | 69,8 | 19,3 | 11,2 | 6,8 |
| 1887 | 84,4 | 18,4 | 14,2 | 4,7 |
| 1888 | 119,1 | 40,3 | 21,8 | 21,1 |
| 1889 | 122,9 | 40,2 | 23,2 | 11,1 |
| 1890 | 116,6 | 23,3 | 16,7 | 0,3 |
| 1891 | 57,6 | 9,4 | 5,8 | 0,0 |
| 1892 | 39,8 | 5,4 | 2,8 | -1,5 |
| 1893 | 32,1 | 5,4 | 0,4 | 3,5 |
| 1894 | 48,3 | 1,7 | 0,2 | 0,3 |

^a Inclui somente investimento de carteira; retirado de: Simon, M. The pattern of new British portfolio foreign investment. In: Adler, J.H., ed. *Capital movements and economic development*. London, 1967.

^b Somente investimentos de carteira; retirado de Stone, I. British investment in Argentina. *Journal of Economic History*, 32 546, 1972.

^c Saldo líquido da conta capital do balanço de pagamentos do Brasil, estimativas preliminares de: Franco, G.H.B. *Reforma monetária e instabilidade durante a transição republicana*. Rio de Janeiro, BNDES, 1983. apêndice do cap. 1.

²⁰ Ver: Ford, A.G. Argentina and the baring Crisis of 1890. *Oxford Economic Papers*, 8(2), June 1956; Wirth, M. The crisis of 1890. *Journal of Political Economy*, 1890;; Kindleberger, C.P. International propagation of financial crisis: the experience of 1888-93. In: Kindleberger, C.P. *Keynesianism vs. monetarism and other essays in financial history*. George Allen & Unwin, 1985.

²¹ Ford, A.G. op. cit. 134.

²² Ver tabela 1.

²³ Ver: Franco, G.H.B. op. cit. p. 48.

Uma vez atingida a tão perseguida paridade em 1836 o debate em torno da necessidade de expansão monetária adquiriu nova dimensão. Tendo em vista que fazia parte do ideário ortodoxo a crença no chamado “princípio bancário”, segundo o qual na vigência de conversibilidade jamais poderia haver emissões além das “necessidades dos negócios”,²⁴ o projeto de reforma bancária pôde afinal se tornar lei e, logo em seguida, sob a administração Ouro Preto, constituíram-se as bases para uma prolongada adesão ao padrão-ouro a partir de um grande banco emissor com apoio do governo e de bancos europeus.²⁵ Todavia, a bonança externa começaria a esvaír-se logo em seguida quando a revolução argentina de 1889 viria a modificar drasticamente a estratégia de endividamento externo praticada pelo governo Juarez Celman.²⁶ Novos lançamentos em Londres se tornaram progressivamente mais difíceis ao longo de 1889 e em novembro, quando da revolução brasileira, pressões já se faziam sentir sobre as reservas acumuladas durante os anos bons. A nova administração republicana, temerosa em comprometer as reservas internacionais na sustentação à paridade, optou por uma política econômica radicalmente oposta ao receituário ortodoxo. O novo Ministro da Fazenda, Rui Barbosa, patrocinou uma ampla reforma bancária permitindo emissões em bases bastante liberais. Ao mesmo tempo, deixava a taxa de câmbio flutuar ao sabor das idas e vindas do mercado de divisas, embora com a clara intenção de sustar depreciação em no máximo 15% da paridade.²⁷

Esta nova política econômica teve como consequência uma expansão sem qualquer precedente na história do país e um movimento de especulação bursátil que entrou para o folclore nacional.²⁸ Muito se discutiu se a expansão econômica era real e se as centenas de novas companhias aí estabelecidas não eram companhias fantasmas, ou seja, empresas inviáveis produzidas pela euforia especulativa do Encilhamento²⁹. Nesse sentido, o fato de que de dezembro de 1889 a dezembro de 1890 a oferta de moeda cresceu 94,5%, mesmo levando em conta a dimensão do *boom* e a expansão da demanda de moeda determinada pela Abolição, parecia indicar a presença de “excessos”.

Em fins de 1890, contudo, o governo já detinha o controle da situação, a especulação arrefecera e um novo projeto de reforma bancária havia estabelecido um virtual banco central dotado de largos poderes para lidar tanto com o pro-

²⁴ Para uma discussão do debate em torno das idéias da chamada Banking School no contexto do debate brasileiro ao final do século XIX, ver: Franco, G.H.B. op. cit. p. 55 e 94.

²⁵ Id. *ibid.* p. 91-5.

²⁶ Ver: Duncan, Tim. La política fiscal durante el gobierno de Juarez Celman, 1886-1890, una audaz estrategia financiera internacional. *Desarrollo Económico*, 23(89), abr./jun. 1983.

²⁷ Franco, G.H.B. *Op. cit.* p. 117-9.

²⁸ Ver: Levy, M.B. O encilhamento. In: Neuhaus, P., ed. *Economia brasileira: uma visão histórica*. Rio de Janeiro, Campus, 1980; Lobo, E.M.L. O encilhamento. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, 5(2), ago. 1976; Tannuri, L.A. *O encilhamento*. Universidade de Campinas, 1977; Reuter, E. *Encilhamento au Brésil*. Paris, Université de Paris X, 1973.

²⁹ Ver: Fishlow, A. op. cit.; Versiani, F.R. op. cit.; Stein, S. *Origens e evolução da indústria têxtil no Brasil, 1850-1930*. Rio de Janeiro, Campus, 1979.

blema da especulação quanto com o problema cambial. E novembro, contudo, chegava a notícia de que uma crise financeira em Londres havia sido ocasionada pelo colapso da casa Baring Brothers, correspondentes em Londres do Banco do Brasil. Logo em seguida se tornaria público que a falência da casa Baring havia sido causada pelo seu envolvimento excessivo em empréstimos para a Argentina e pela mudança de posição do governo argentino quanto a seu endividamento externo.³⁰ O episódio teve um efeito devastador sobre as cotações dos títulos sul-americanos em Londres e, em consequência, as exportações de capital britânico para a região e total caíram em 59,7% e 50,6% respectivamente em 1891 como se pode verificar na tabela 1. Os influxos líquidos de capital estrangeiro no país, que foram da ordem de £ 10,9 milhões anuais durante 1886-89 atingiram somente £ 0,5 milhão anual em 1890-94.³¹ A situação cambial do país deteriorou-se progressivamente após a passagem do ano e ao longo de 1891 a taxa de câmbio depreciou-se lenta e dolorosamente até o inimaginável nível de 12 *pence* por mil-réis. Em função disso, a inflação atingiu níveis também impensáveis,³² as finanças públicas viram-se desordenadas,³³ a situação política deteriorou-se,³⁴ a euforia especulativa na Bolsa de Valores evoluiu para o pânico e o país conheceu uma das maiores crises de sua história.

A crise teve graves e duradouras consequências e foi objeto de intermináveis discussões durante toda a década de 90 até que a restauração conservadora se consumasse na passagem do século com a ascensão de Joaquim Murinho à pasta da Fazenda. De um lado, os “metalistas” repetidamente argumentavam que emissões em excesso, ou seja, administração imprevidente e irresponsabilidade fiscal e monetária haviam sido os causadores da crise. De outro, industriais, jornalistas e homens do comércio argumentavam, de uma forma não muito articulada e elaborada, que a crise teria tido origem no balanço de pagamentos e atribuíam a expansão monetária ao que se pode chamar de uma resposta acomodativa ao espantoso *boom* industrial e financeiro e à própria crise cambial.

Nos anos que se seguiram, prevaleceu o ponto de vista e a autoridade da ortodoxia, que gradualmente assumiu o comando da política econômica. Formou-se uma sabedoria convencional de que os primeiros anos da República haviam testemunhado inimaginável descalabro e irresponsabilidade, uma visão que os velhos tratadistas como Calógeras e Antônio Carlos, também eles homens

³⁰ Ver: Duncan. op. cit.

³¹ Ver: Franco. op. cit. p. 38.

³² Note-se que bens de consumo importados compunham uma proporção elevada da demanda doméstica, o que magnificava o impacto inflacionário de uma depreciação cambial. Ver: Lobo, Eulália et alii. Evolução dos preços e do padrão de vida no Rio de Janeiro, 1820-1930: resultados preliminares. *Revista Brasileira de Economia*, 25(4), out./dez. 1971.

³³ A proporção realizada em ouro da despesa pública era substancialmente maior que a da receita pública de modo que a depreciação elevava o déficit em moeda doméstica no chamado “orçamento-ouro”.

³⁴ Seguindo-se um golpe de estado em 1891 que trouxe poderes ditatoriais ao Marechal Floriano Peixoto.

das finanças conservadoras,³⁵ cuidaram em preservar. Só muito recentemente alguns autores começaram a questionar diretamente este paradigma. Em primeiro lugar, Fishlow e Stein³⁶ mostraram que a expansão econômica verificada durante o Encilhamento havia-se caracterizado por uma efetiva acumulação de capital, de modo que se muitas das empresas aí formadas não sobreviveram à recessão de 1900, isto não significava que elas eram “artificiais” ou “fictícias” como rezava o argumento spenceriano da “seleção natural” defendido pelos adeptos de Murtinho. E em segundo lugar, do ponto de vista da política monetária, procurou-se demonstrar recentemente que o projeto não-ortodoxo de política econômica consistia em diversos elementos bastante modernos, tais como o estabelecimento de um banco central forte com poder discricionário sobre a oferta de moeda e com graus de liberdade sobre a administração da taxa de câmbio, posturas consideradas heréticas na época e que somente ganhariam aceitação após o trauma da Grande Depressão e a revolução nos conceitos de política econômica que este determinou.³⁷ Era, portanto, um projeto progressista que bem se adaptava às condições brasileiras de então e se algum pecado trazia era o estar à frente de sua época.³⁸

Revisionismo à parte, contudo, permanece o fato de que uma expansão monetária de 94,5% em um só ano parece excessiva qualquer que seja o nosso conceito de excesso. É claro que a expansão da demanda de moeda determinada pela espantosa expansão do nível de atividades, pela libertação de cerca de 700 mil escravos, para uma população total de 14 milhões, no ano anterior e pela entrada de 300 mil imigrantes nos três anos anteriores faz parecer esse número bem menos alarmante. Há outros elementos importantes, como a atuação do governo como *lender of last resort* diante da difícil tarefa de administrar uma efervescência especulativa e o pânico subsequente. Mas de qualquer modo, é difícil formular qualquer julgamento sobre a “irresponsabilidade” da expansão monetária e também sobre as causas da depreciação da taxa de câmbio. Tentativas de quantificação através de técnicas econométricas poderiam talvez indicar as magnitudes relativas de cada uma das forças em operação, como se procura fazer nos dois próximos itens. Há, contudo, inúmeras dificuldades envolvidas nesse esforço de quantificação de vez que estamos trabalhando com um período pontilhado por reformas institucionais, convulsões políticas e incertezas, sem mencionar a precariedade das informações estatísticas disponíveis e a inexistência de técnicas econométricas adequadas para um teste adequado das posições envolvidas.

³⁵ Note-se que ambos eram destacados expoentes do pensamento ortodoxo e ambos ocuparam o Ministério da Fazenda: Calógeras de maio de 1915 a setembro de 1917 e Antônio Carlos o sucedeu, ocupando o Ministério daí até novembro de 1918.

³⁶ Ver A. Fishlow (op. cit.), S. Stein (op. cit.) e F. Versiani (op. cit.).

³⁷ Ver G.H.B. Franco. op. cit. cap. 5.

³⁸ Id. ibid.

3. Testes de causalidade

No item anterior descreveu-se um debate sobre os determinantes da crise cambial de 1891, apontando-se duas posições que tinham pontos de vista opostos: uns atribuindo a crise à expansão monetária excessiva e outros apontando as contas externas como responsáveis. Este quadro constitui na verdade uma grosseira simplificação de um rico e fértil debate. As visões dos contemporâneos eram bastante sofisticadas do ponto de vista técnico e surpreendentemente informadas acerca da “última palavra” sobre teoria econômica.³⁹ É frequentemente difícil caracterizar metalistas ou papelistas “puros” ou “típicos” em vista da considerável interpenetração entre as diversas posições e opiniões, além do que a identidade doutrinária dos participantes às vezes se dilui diante do aspecto inevitavelmente idiossincrático deste tipo de debate, que envolvia tanto política quanto personalidade. Desta maneira, ao caracterizarmos as correntes de opinião em termos de proposições muito simples, tal com necessário para que se conduza algum trabalho de natureza econométrica, estamos conscientes de que isto não faz justiça à riqueza do debate e representa apenas uma aproximação.

Para fins de um esforço de quantificação, vamos assumir que a posição metalista defendia que a depreciação da taxa de câmbio teria sido causada inteiramente pela expansão monetária, enquanto os papelistas atribuiriam a depreciação do câmbio a movimentos de capital de natureza exógena. Para testar estas proposições, este item utiliza os chamados testes de causalidade, desenvolvidos recentemente no contexto da literatura em análise de séries de tempo.⁴⁰ Variadas formas destes testes têm sido utilizadas em diversos contextos, sendo que todas elas se derivam de uma definição de causalidade desenvolvida por Granger,⁴¹ e as várias formas do teste consistem em casos especiais desta definição. Segundo esta, se um evento Y_{t-1} é causa de um outro evento X_t , então pode-se escrever:

$$\text{Prob} \{ X_t \in A/\Omega_t \} \neq \text{Prob} \{ X_t \in A/\Omega_t - Y_{t-1} \}$$

³⁹ É absolutamente notável a erudição de homens como Vieira Souto, Belisário e Rui Barbosa não só no tocante aos “clássicos” como Smith, Ricardo e Mill, mas também no tocante à controvérsia inglesa e os principais autores na área. Nomes como Bagehot, Goshen, Tooke, Overstone, Thornton e Leroy-Beaulieu eram muito frequentemente citados.

⁴⁰ Ver: Sims, C.A. Money, income and causality. *American Economic Review*, 63, 1972, e Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48 1980; Sargent, T. & Sims, C.A. Business cycles modeling without pretending to have too much a priori economic theory. In: *New methods in business cycles research: proceedings from a conference*. Minneapolis, 1980; Granger, C.W.J. Investigating causal relations and cross spectral methods. *Econometrica*, 37, 1969, e Testing for causality, a personal viewpoint. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 1980; Pierce, D.A. & Haugh, L.D. Causality in temporal systems, characterizations and a survey. *Journal of Econometrics*, 5, 1977.

⁴¹ Ver: Granger, C.W.J. Testing for causality. . . cit. p. 337.

Isto significa que a probabilidade de evento X_t pertencer ao conjunto A condicional ao conjunto de circunstâncias Q_t , que inclui toda a informação relevante para o evento X_t , é modificada se retirarmos do conjunto Q_t a informação referente ao evento Y_t . A definição pode ser escrita em termos de distribuições de probabilidades ou simplesmente em termos de valores esperados, o que tem conseqüências para a qualidade nos testes de hipótese que se podem conduzir. Contudo, o que efetivamente diferencia muitos testes de causalidade é o modo como se caracteriza o conjunto Q_t . Por definição ele deve incluir todos os determinantes do evento X_t de modo que, ao retirarmos uma ou um grupo de variáveis relevantes para X_t , isso seria facilmente verificável em uma regressão de X_t em todos os membros de Q_t . Analogamente, se incluirmos em Q_t uma ou um grupo de variáveis irrelevantes para X_t , isso também seria perceptível em uma regressão de X_t em Q_t e nas variáveis irrelevantes. Assim sendo, a relação de causalidade se define a partir da presença da variável em questão no conjunto Q_t , o que é operacionalmente verificado a partir da construção de estatísticas F envolvendo os resíduos das regressões de X_t em Q_t com e sem Y_t .

O modo como se determina a composição de Q_t constitui a característica principal destes testes. Em geral se admite que o evento X_t , que na verdade é uma série temporal, seria uma realização de um processo estocástico envolvendo seus próprios valores passados e também valores passados de outras variáveis relevantes, de modo que a regressão de X_t em Q_t seria na verdade uma regressão de X_t em seus valores passados e valores passados das outras variáveis consideradas relevantes. Que este procedimento seja compatível com o que se poderia esperar *a priori* de uma análise teórica dos determinantes do evento X_t é altamente discutível. Este tipo de procedimento, muito comum para aqueles que trabalham com modelos de séries temporais, pode ser criticado enquanto não inclui nenhuma espécie de “estrutura”, ou seja, nada que fosse decorrente de ou compatível com as previsões da teoria. Além disso, não é claro que estrutura de *lags* nem que especificação deve ser utilizada.

Para utilizarmos este tipo de teste precisamos definir variáveis que traduzam as proposições simples que já enunciamos assim como delimitar o período de análise. Quanto a este, a idéia é incluir o período marcado por contração monetária durante a primeira metade dos anos 80 e também o período marcado por flutuações violentas a partir de 1886 culminando com o colapso de 1891. Nesse sentido, procuramos dados trimestrais para o período 1880-92 para as variáveis relevantes. Para a taxa de câmbio utilizamos os valores médios do último mês do trimestre para as letras cambiais de 90 dias em Londres reportadas pelo *Jornal do Commercio*.⁴² Para a oferta de moeda utilizamos a série construída por Peláez & Suzigan,⁴³ a única série trimestral existente e a única que inclui estima-

⁴² *Retrospecto Commercial do Jornal do Commercio*. Vários números.

⁴³ Peláez, C.M. & Suzigan, W. *História monetária do Brasil*. 2. ed. rev. amp. Brasília, Editora da

tivas para depósitos bancários. Esta série nos traz problemas em função do considerável uso de interpolações e pelo fato de que os autores “ajustaram” a série por um processo de médias móveis de modo a eliminar variações sazonais. Ambos os procedimentos são especialmente danosos para fins de testes de causalidade, de vez que para esse tipo de teste importa sobretudo a precisa ordem em que as oscilações nas variáveis ocorreram. Contudo, não nos resta alternativa para a série de Peláez & Suzigan.⁴⁴

Quanto à influência do balanço de pagamentos, deve-se notar que estamos tratando de algo de natureza implicitamente multidimensional, sendo portanto muito difícil selecionar uma única variável que descreva a situação das contas externas neste contexto de modelos de séries de tempo sem estrutura teórica. Todavia, como estamos preocupados em testar uma proposição que relaciona a taxa de câmbio com movimentos de capital exógenos, basta-nos uma variável que descreva o estado da conta capital do balanço de pagamentos. Uma opção interessante é a série dos preços dos títulos brasileiros na Bolsa de Londres. Estes preços bem expressavam o estado da conta capital, pois, em vista do processo pelo qual as exportações de capital eram feitas, as cotações do mercado secundário eram o determinante básico do preço de lançamento de novos empréstimos e de novas companhias. No entanto, esses preços expressavam muito mais do que “otimismo” do mercado londrino. O desconto sobre os títulos brasileiros do Rio de Janeiro e de Londres, expectativas quanto ao estado futuro do câmbio, o valor de face dos títulos e algum componente de risco e de substitutibilidade entre esses títulos e outros disponíveis em Londres. Dentre estes, as expectativas do mercado londrino quanto à taxa de câmbio sem dúvida representavam a influência dominante e estas expectativas refletiam não só o estado das contas externas como também a política monetária. Dessa maneira, essas cotações e por consequência os lançamentos na Bolsa de Valores de Londres não seriam tão exógenos como se supõe. Os dados relativos a estas cotações foram retirados de *The Economist* e são relativos à média da última semana do trimestre. Com havia vários títulos cotados, públicos, privados com garantia de juros e privados sem qualquer garantia, optou-se por empregar uma média ponderada das cotações dos títulos públicos sendo os pesos os valores em circulação dos respectivos empréstimos.⁴⁵

As estatísticas que constam das tabelas 2 e 3 referem-se a uma variedade de teste de causalidade originalmente utilizada por Christopher Sims em uma das primeiras aplicações de testes desta espécie.⁴⁶ Essa forma do teste deixa mais

Universidade de Brasília, 1976.

⁴⁴ A alternativa seria usar a série contida no *Anuário estatístico do Brasil 1939-40* (cit.), mas temos aí somente uma série anual e que só considera papel-moeda emitido.

⁴⁵ As cotações são reportadas por *The Economist* em base semanal. Os montantes em circulação dos empréstimos cotados podem ser retirados do *Investor Monthly Manual*, editado mensalmente por *The Economist*.

⁴⁶ Ver: Sims, C.A. Money, income. . . cit.

transparente o caráter de teste de precedência dessa família de testes, ou seja, fica claro que este tipo de teste se constrói em cima da noção de que se um evento causa outro deve, antes de tudo, precedê-lo. O procedimento consiste em considerar o conjunto Q_i sendo composto pelos valores passados das outras duas variáveis e inclui-se um grupo de variáveis irrelevantes de modo que a insignificância desse grupo de variáveis seja compatível com a existência de causalidade. As variáveis irrelevantes incluídas são os valores futuros das variáveis independentes, pois, se estas “causam” a variável dependente, seus valores futuros não devem estar correlacionados com a variável dependente. As tabelas 2 e 3 trazem as estatísticas F referentes aos valores futuros da variável indicada, para duas possíveis estruturas de *lags* e duas especificações diferentes.

Tabela 2
Estatísticas F para o Teste de Sims, 1880-92
(Dados trimestrais em primeiras diferenças)

| | | Valores futuros de | | |
|----------------|---------|--------------------|--------|---------|
| | | Câmbio | Moeda | Títulos |
| 7 <i>lags</i> | Câmbio | — | 0,187 | 0,838 |
| e | Moeda | 4,966* | — | 5,558* |
| 3 <i>leads</i> | Títulos | 0,080 | 0,890 | — |
| 3 <i>lags</i> | Câmbio | — | 4,036* | 5,011* |
| e | Moeda | 10,240* | — | 15,860* |
| 3 <i>leads</i> | Títulos | 0,017 | 1,856 | — |

*Significante a pelo menos 5%.

Os resultados que emergem da tabela 2 mostram-se compatíveis com a idéia de inovações em moeda e títulos como causas de inovações na taxa de câmbio para as regressões usando 7 *lags*, mas para o caso das regressões usando *lags* de comprimento 3 o mesmo não se verifica, isto é, nem moeda nem títulos aparecem como causas de variações na taxa de câmbio. Esta contradição deixa clara a sensibilidade dos resultados à escolha do comprimento dos *lags*, o que, sem dúvida, constitui uma fraqueza deste tipo de teste. Os outros resultados da tabela 2 são bastante semelhantes para as duas estruturas de *lags*, a taxa de câmbio e os preços dos títulos não se apresentam como “causas” de variações na oferta de moeda e a taxa de câmbio e a oferta de moeda parecem exercer influência sobre os preços dos títulos. Esses resultados também se verificam na tabela 3, onde as duas estruturas de *lags* são utilizadas para uma especificação logarítmica. No entanto, os resultados referentes às equações para a taxa de câmbio novamente se mostram confusos, especialmente se comparados aos da tabela 2. Para *lags* de comprimento 7 ambas as especificações rejeitam a existência de causalidade de moeda e títulos para a taxa de câmbio, enquanto para 3 *lags* ambas

as especificações aceitam causalidade de títulos para moeda e os resultados são ambíguos para a oferta de moeda. Fica, portanto, bastante claro que os resultados são sensíveis tanto à escolha de especificação quanto à escolha da estrutura de *lags*, especialmente no tocante à taxa de câmbio.

Tabela 3
Estatísticas *F* para o Teste de Sims, 1880-92
(Dados trimestrais em logs)

| | | Câmbio | Valores futuros de Moeda | Títulos |
|----------------|---------|---------|--------------------------|---------|
| 7 <i>lags</i> | Câmbio | — | 9,315 * | 1,012 |
| e | Moeda | 7,748 * | — | 5,819 * |
| 3 <i>leads</i> | Títulos | 0,326 | 0,479 | — |
| 3 <i>lags</i> | Câmbio | — | 3,402 * | 4,823 * |
| e | Moeda | 7,831 * | — | 9,681 * |
| 3 <i>leads</i> | Títulos | 0,181 | 1,670 | — |

*Significante a pelo menos 5%.

Uma outra modalidade de testes de causalidade, bastante semelhante ao teste utilizado e também proposta por Christopher Sims,⁴⁷ tem sido largamente usada nos mais variados contextos.⁴⁸ Este teste difere do anterior no sentido de que inclui no conjunto Q_t os valores passados da variável dependente e, em vez de testar a inclusão de uma variável supostamente irrelevante, testa a significância de cada grupo de valores passados e correntes de cada variável. As tabelas 4 e 5 repetem o experimento conduzido nas tabelas 2 e 3, estimando as equações para duas estruturas de *lags* e duas especificações diferentes para os mesmos dados utilizados anteriormente.

Os resultados contidos nas tabelas 4 e 5 reeditam *grosso modo* aqueles obtidos anteriormente. O único resultado que prevalece em todas as estimações é o de que a oferta de moeda é grandemente explicada pelo seu próprio passado, ou seja, que a oferta de moeda segue um processo auto-agressivo. Isto não é in-

⁴⁷ Ver: Sims, C.A. *Macroeconomics*. . . cit.

⁴⁸ Por exemplo, com relação a ciclos econômicos na Grã-Bretanha do século XIX em: Eichengreen, Barry. *The causes of British business cycles, 1833-1913*. *Journal of European Economic History*, Spring 1983. Ou com relação a moeda, crédito e renda no Brasil contemporâneo como em: Carneiro Netto, D.D. & Fraga Neto, A. Variáveis de crédito e endogeneidade dos agregados monetários: nota sobre a evidência empírica nos anos 70. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 14(1), abr. 1984; Marques, M.S. Bastos. Moeda e inflação: a questão da causalidade. *Revista Brasileira de Economia*, 37(1):13-38, jan./mar. 1983; Cardoso, Eliana. Moeda, renda e inflação: algumas evidências da economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, ago. 1977; Contador, Claudio R. A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, ago. 1978.

Tabela 4
Estatísticas F para auto-regressões vetoriais, 1880-92
(Dados trimestrais e em primeiras diferenças)

| | | Câmbio | Moeda | Títulos |
|------------------|---------|--------|---------|---------|
| 7 <i>lags</i> | Câmbio | 0,842 | 0,742 | 1,606 |
| | Moeda | 0,623 | 42,210* | 0,521 |
| | Títulos | 2,224 | 1,714 | 0,052 |
| 3 <i>lags</i> | Câmbio | 3,124* | 2,890 | 5,065* |
| | Moeda | 2,239 | 29,890* | 3,182* |
| | Títulos | 5,441* | 5,113* | 0,286 |

*Significante a pelo menos 5%.

compatível com o que obtivemos anteriormente, ou seja, que câmbio e títulos não tinham influência sobre a oferta de moeda, embora nas auto-regressões vetoriais os preços dos títulos tenham influência sobre moeda em duas instâncias, 3 *lags* para primeiras diferenças e 7 *lags* para logs, e a taxa de câmbio seja causa para a moeda para o caso de 7 *lags* em logs. A influência da oferta de moeda e da taxa de câmbio sobre as cotações dos títulos, um resultado que emergiu claramente do teste anterior, só não está presente em uma instância, para o caso de 7 *lags* em primeiras diferenças, de modo que também temos aí um resultado a *grosso modo* confirmado pelas auto-regressões vetoriais. Quanto à taxa de câmbio, novamente não temos um resultado robusto. O câmbio parece seguir um processo auto-regressivo em três instâncias e parece sofrer a influência das cotações dos títulos em duas. Em nenhum dos casos, contudo, verificou-se a influência da oferta de moeda sobre a taxa de câmbio, ao contrário do teste anterior.

Tabela 5
Estatísticas F para auto-regressões vetoriais, 1880-92
(Dados trimestrais em logs)

| | | Câmbio | Moeda | Títulos |
|------------------|---------|---------|--------|---------|
| 7 <i>lags</i> | Câmbio | 13,430* | 1,969 | 1,488 |
| | Moeda | 5,313* | 180,3* | 4,037* |
| | Títulos | 4,064* | 4,992* | 1,371 |
| 3 <i>lags</i> | Câmbio | 57,12* | 2,308 | 4,012* |
| | Moeda | 1,401 | 183,8* | 1,454 |
| | Títulos | 11,47* | 7,678* | 2,731 |

*Significante a pelo menos 5%.

Resumindo, portanto, no seu conjunto os testes favorecem a idéia de que as cotações dos títulos em Londres refletiam os movimentos da taxa de câmbio e da oferta monetária, indicando com isso que o mercado londrino estava atento à condução da política monetária e cambial no Brasil.⁴⁹ Os testes parecem indicar, embora com menos clareza, que as variações na oferta de moeda eram bem pouco influenciadas tanto pela evolução da taxa de câmbio quanto pelas cotações dos títulos e que pareciam, portanto, ser governadas por outros fatores. E por último, no tocante à taxa de câmbio, os resultados não são muito claros. Em apenas um, dos oito testes relativos à taxa de câmbio, a oferta de moeda apareceu como causa para o câmbio, sendo que as cotações dos títulos acusaram influência sobre o câmbio em apenas quatro instâncias. Assim sendo, se não temos uma evidência convincente para sustentar a posição de que a moeda constituiu causa para as flutuações cambiais, também não é possível apoiar a hipótese alternativa, sendo que em sua defesa apenas poderíamos dizer que a hipótese de que “o balanço de pagamentos causou a crise” não estaria adequadamente representada no teste, pois precisaríamos de uma estrutura analítica mínima para enunciar a idéia. Mas isto já nos leva a considerar as limitações inerentes ao teste e aos dados de que dispomos, que são muitas e não são neutras no que se refere aos resultados.

Convém considerar em primeiro lugar as limitações referentes aos dados e ao modo como eles são medidos. Como já foi mencionado, os números usados para as cotações dos títulos são médias da última semana do trimestre, os relativos à taxa de câmbio são médias do último mês do trimestre e os da moeda são ajustados por meio de médias móveis. Para o caso dos títulos, a maneira de medir magnífica variações de uma observação para outra, em relação a uma média que considerasse toda a variação verificada dentro de um trimestre, ao passo que, para o caso da moeda, as médias móveis tendem a minimizar e antecipar as variações verificadas na oferta de moeda. Desse modo, a maneira como as variáveis são medidas estaria tendendo a fazer a moeda ser causa e os títulos consequência em relação à taxa de câmbio, que é medida de um modo intermediário como uma média do último trimestre.

A limitação mais séria, contudo, é relativa ao próprio teste, em especial relativa à hipótese de que as variáveis são realizações de processos estocásticos. A ausência de qualquer estrutura teórica como base para o procedimento implica que nada existe para indicar qual deve ser a composição de Q_t , isto é, não se sabe quais são as variáveis relevantes para a determinação do evento X_t . Desse modo, as correlações observadas não podem ser tomadas como relações de causalidade e a não ser que Q_t esgote o “universo”. Por exemplo, se o “universo” consiste

⁴⁹ Este é, aliás, um aspecto bastante comum em mercados de ativos, em especial mercados de câmbio, onde preços correntes refletem expectativas relativas a preços no futuro (mesmo onde não há mercados futuros) e novas informações são subitamente incorporadas nas ditas expectativas e assim prontamente incorporadas aos preços correntes.

de dois eventos e um deles acusa uma redução de 10% e, logo em seguida, o outro se eleva em 10%, então é certo que houve causalidade. Isto já não seria o caso se neste universo houvesse um terceiro evento não-observado, pois este poderia ser a causa de tudo! Assim sendo, correlação só significa causalidade na presença de todas as variáveis relevantes, e dificilmente poderíamos pretender que este fosse o nosso caso.

A ausência de qualquer estrutura analítica torna bastante difícil a interpretação dos resultados. Mesmo admitindo que os testes parecem indicar que, por exemplo, as variáveis moeda e câmbio “causam” a variável títulos, não é claro como devemos interpretar resultados. Este tipo de correlação pode ser compatível com muitas histórias acerca dos mecanismos que ligam as variáveis e são estes mecanismos que importam e não as correlações de per si. É precisamente a respeito desses mecanismos que o trabalho de natureza econométrica deve procurar informar. Em função disso, os testes destinados a revelar relações de causalidade deveriam incorporar alguma estrutura teórica, e em especial uma que contivesse elementos relevantes para a economia brasileira de então. Decerto a teoria tem algo a dizer sobre o modo como essas variáveis se relacionam. Esta é a tarefa a que se dedica o próximo item.

4. Testes de especificação

Neste item procuramos utilizar técnicas diversas daquelas usadas no item anterior para estabelecer relações de causalidade. Nossa preocupação é exatamente a de contornar a principal dificuldade presente nos testes do item 3, qual seja a falta de qualquer contato com a teoria, isto é, a falta de uma estrutura analítica especificando inter-relações teoricamente consistentes entre as variáveis. Para construirmos testes de causalidade que contenham uma estrutura analítica mínima, utilizamos uma família de testes desenvolvidos com vistas à escolha de especificação em um contexto de equações simultâneas.⁵⁰ Para ilustrar o funcionamento desse tipo de teste vamos considerar dois sistemas de formas reduzidas que constituem duas formas alternativas de descrever uma população:

$$X = a.Z + b.K$$

$$X = a'.Z + b'.Y$$

$$Y = c.Z + d.K$$

$$K = c'.Z + d'.Y$$

⁵⁰ Ver: Ramsey, James B. Classical model selection through specification errors tests. In: Zaremka, P., ed. *Frontiers of econometrics*. New York, Academic Press, 1974; Wu, De-Min. Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances. *Econometrica*, 41, 1973; Byron, R.P. Testing structural specification using the unrestricted reduced form. *Econometrica*, 42, 1974; Hausman, J.A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46, 1978; Bera, A.K. & Jarque, C.M. Model specification tests, a simultaneous approach. *Journal of Econometrics*, 20, 1982; Engle, Robert F. Wald, likelihood ratio and Lagrange multiplier tests in econometrics. In: *The handbook of Econometrics*. North Holland, 1984.

O primeiro relaciona as variáveis endógenas X e Y às exógenas Z e K , enquanto o segundo consiste das mesmas variáveis mas considera X e K variáveis endógenas e Z e Y exógenas. Assim sendo, a única diferença entre os dois sistemas é a escolha das variáveis exógenas, o que pode ser interpretado como uma definição da direção da causalidade.⁵¹ Nesse sentido, um teste através do qual fosse possível escolher qual das duas especificações melhor descreveria a nossa população na verdade teria a dimensão de um teste de causalidade entre as variáveis K e Y . A fim de construirmos um teste desta espécie será preciso observar que se tentarmos estimar equações tais como as do primeiro sistema e se este for efetivamente a descrição correta da população, teremos coeficientes não-viesados e eficientes. Se, por outro lado, é o segundo sistema que corresponde à verdadeira descrição da população, estimativas usando a especificação definida pelo primeiro sistema nos dariam coeficientes viesados e inconsistentes, pois os regressores estariam correlacionados com os resíduos. Mas se o segundo sistema é realmente o verdadeiro, ainda assim podemos usar a especificação definida pelo primeiro sistema se o reestimarmos utilizando variáveis instrumentais e usarmos Y (a verdadeira variável exógena) como instrumento para K , pois assim teríamos coeficientes não-viesados. Assim sendo, se o primeiro sistema é correto, os coeficientes estimados através de mínimos quadrados ordinários e os estimados através de variáveis instrumentais, usando como instrumentos as variáveis independentes do sistema alternativo, serão idênticos, ao passo que, se a segunda especificação for a correta, os dois estimadores devem ser diferentes. Portanto, o teste consiste simplesmente em comparar esses dois estimadores, ou, mais especificamente, testar a hipótese de que a diferença entre os dois estimadores é nula. Para tanto computamos a estatística:

$$M = N.q. [\text{var}(q)]^{-1}.q' \sim \chi^2$$

onde $q = B_{mq0} - B_{vi}$ é a diferença entre os estimadores obtidos através de mínimos quadrados ordinários e os obtidos por variáveis instrumentais e N é o tamanho da amostra. Como q tem distribuição normal,⁵² a estatística M tem distribuição χ^2 com N graus de liberdade.

⁵¹ Em termos da definição de causalidade considerada no item anterior, considere o evento X_i sendo na verdade um grupo de eventos X_{it} $i = 1, \dots, n$. Dado que existe simultaneidade entre estes eventos, define-se uma configuração desses eventos, o que equivale a uma solução única para um sistema de equações simultâneas, para um único conjunto de outros eventos Q_t de variáveis consideradas exógenas, ou seja, não influenciadas contemporaneamente pelo evento X_i . Dessa maneira, ao caracterizar um evento Y_t como exógeno para X_i , isto é, pertencente a Q_t , estaríamos definindo uma relação de causalidade de acordo com o padrão do item anterior.

⁵² Na verdade apenas assintoticamente, ver Hausman (op. cit.) e Engle (op. cit.).

A fim de efetuar este tipo de teste, vamos definir dois sistemas alternativos, isto é, duas possíveis descrições da economia brasileira que apenas diferem no que se refere à escolha das variáveis exógenas e a partir daí procederemos com o teste tal como já descrito. Os dois sistemas na verdade correspondem a duas diferentes soluções, isto é, dois conjuntos de formas reduzidas, para um mesmo modelo estrutural básico, cada uma delas correspondendo a uma escolha de variáveis exógenas.

Nosso modelo básico é bastante simples e contém apenas três relações descrevendo o balanço de pagamentos, a despesa doméstica e o equilíbrio no mercado monetário. As duas primeiras relações podem ser escritas como:

$$a_1 e_t + a_2 y_t + a_3 p_t + a_4 B_t + a_5 \Delta R_t + a_6 P_t = 0 \quad (1)$$

$$b_1 e_t + b_2 Y_t + b_3 p_t + b_4 i_t + b_5 P_t P_t = 0 \quad (2)$$

A equação (1) corresponde a uma forma linearizada para o balanço de pagamentos, sendo o saldo em conta corrente função da taxa de câmbio (e_t), dos termos de troca (p_t) e do nível de renda real (Y_t), o saldo da conta capital função dos preços dos títulos brasileiros em Londres (B_t), sendo ΔR_t o resultado global do balanço de pagamentos, ou seja, a variação no estoque de reservas internacionais. A equação inclui também o nível de preços domésticos (P_t) para que se possa interpretar a taxa de câmbio como uma taxa de câmbio real. A relação (2) liga, também de uma forma linear, o saldo em conta corrente com os níveis de despesa, que dependeriam da taxa de juros (i_t), do nível de preços (P_t), do nível de renda além da taxa de câmbio e dos termos de troca. As relações (3) e (4) descrevem o equilíbrio no mercado monetário:

$$M^d = m_1 i_t + m_2 Y_t + m_3 P_t \quad (3)$$

$$M^s = m_4 C_t + m_5 e_t R_t = m_4 \Theta Y_t + m_5 e_t R_t \quad (4)$$

A equação (3) mostra uma forma linear de uma função de demanda de moeda e a equação (4) descreve a oferta de moeda. Assume-se que o montante de crédito doméstico criado pelo sistema bancário (C_t) guarda uma proporção fixa Θ para com o nível de atividade, o que é razoável para uma economia com bancos emissores e moeda inconvertível. Nessas condições, ou o governo fixa metas para a oferta de moeda ou para o nível de reservas, ou seja, escolhe entre política monetária e política cambial. A razão para esta hipótese é tornar equivalentes a escolha de prioridade de política e a escolha da variável exógena, o que significa que teremos de escolher entre reservas ou moeda como variável exógena. Uma outra hipótese que somos obrigados a fazer, em vista da inexistência de dados sobre a taxa de juros, é a de contínuo equilíbrio no mercado monetário, o que decorre de substituímos a relação (3) em (2) de modo a eliminar a taxa de juros.

A partir daí ficamos com um sistema de três equações que podemos escrever em termos de primeiras diferenças como;

$$a_1\Delta e_t + a_2\Delta Y_t + a_3\Delta p_t + a_4\Delta B_t + a_5\Delta^2 R_t + a_6\Delta P_t = 0 \quad (1)'$$

$$c_1\Delta e_t + c_2\Delta Y_t + c_3\Delta p_t + c_4\Delta M_t + c_5\Delta P_t = 0 \quad (2)'$$

$$d_1\Delta e_t + d_2\Delta Y_t + d_3\Delta M_t + d_4\Delta R_t = 0 \quad (3)'$$

Este sistema de equações simultâneas deve ser resolvido para as variáveis endógenas em função das exógenas obtendo-se assim as formas reduzidas que devem ser estimadas. Como já foi salientado, a escolha das variáveis exógenas equivale à definição de uma relação de causalidade e no modelo que enunciarmos não há muita coisa que nos informe sobre quais variáveis devem ser consideradas exógenas. A taxa de câmbio e o nível de renda constituem duas escolhas óbvias para variáveis endógenas, sendo que a terceira, dado o modo como assumimos que o crédito doméstico se comporta, deverá ser ou a oferta de moeda ou o nível de reservas. Dessa maneira definimos dois sistemas tais quais o que utilizamos para ilustrar o funcionamento do teste, sendo que, de acordo com a terminologia sugerida no começo deste item, deveríamos considerar X um vetor formado de e_t e y_t , o vetor Z corresponderia a B_t , P_t e p_t , enquanto Y seria M_t e K seria ΔR_t .

Antes de aplicar o teste, contudo, devemos estimar ambos os sistemas e investigar a qualidade dos resultados, e antes de qualquer estimação será preciso, uma vez mais, salientar a precariedade das estatísticas existentes. Algumas das séries utilizadas são de boa qualidade, como as séries relativas às cotações dos títulos brasileiros em Londres, as relativas aos termos de troca, fruto do trabalho pioneiro de Gonçalves & Barros,⁵³ e as referentes à taxa de câmbio retiradas do *Anuário estatístico de 1939-40*.⁵⁴ A série relativa ao nível de preços doméstico tem um problema de cobertura, uma vez que se trata de um índice de custo de vida no Rio de Janeiro,⁵⁵ que na verdade só inclui produtos alimentícios e possivelmente traz uma proporção demasiadamente elevada de itens importados. Foram discutidos no item anterior alguns problemas envolvidos nas estatísticas referentes à oferta de moeda da série construída por Peláez & Suzigan, de modo que só valeria a pena mencionar que problemas criados por interporlações e médias móveis não seriam tão sérios para as estimativas deste item, que se referem a um período mais longo e em base anual. A série referente a mudanças nas reservas internacionais foi construída a partir de estimativas recentes para o balanço de pagamentos do Brasil para o período em questão.⁵⁶ Existem inúmeras

⁵³ Ver: Gonçalves, Reinaldo & Barros, Amir Coelho. Tendências dos termos de troca: a tese de Prebisch e a economia brasileira, 1850/1979. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 12(1), abr. 1982.

⁵⁴ Cit. p. 1.358-9.

⁵⁵ Ver: Lobo, Eulália, et alii. op. cit.

⁵⁶ A série foi construída a partir de dados de: Franco, G.H.B. op. cit. apêndice ao cap. 1.

dificuldades relativas a estas estimativas, de modo que embora se possa dizer que a série reflete a *grosso modo* o movimento das reservas internacionais no período, deve-se proceder com cautela no uso de uma série como esta fora do seu contexto.⁵⁷ A maior dificuldade, contudo, é relativa aos dados referentes à renda real, para a qual utilizamos como *proxxy* o valor real do comércio exterior do país. O procedimento é indesculpável, mas do ponto de vista do teste de especificação suas conseqüências não são muito sérias.⁵⁸ Por último, cabe observar que este item utiliza dados anuais e desse modo o período de análise considerado no item anterior, isto é, 1880-92, nos daria uma amostra demasiado pequena. Assim sendo, estendemos a amostra em cinco anos nos dois sentidos, ou seja, consideramos o período 1875-97.

As tabelas 6 e 7 mostram os resultados obtidos para ambos os casos, isto é, para a oferta de moeda como variável exógena na tabela 6 e para moeda endógena na tabela 7. Ambos os modelos se comportam muito bem em vista dos padrões usuais de trabalho econométrico. Os níveis de explicação são bastante altos, com exceção das equações para o nível de atividades onde alguma variável parece estar faltando. Correlação serial não constitui problema exceto na equação para a renda real na tabela 7, onde a estatística Durbin-Watson está dentro da região inconclusiva. Para o modelo da tabela 6, todos os sinais são os esperados exceto pelo coeficiente de B_t na equação para reservas. A equação para a taxa de câmbio revela com clareza a importância dos movimentos de capital através do coeficiente para B_t . Note-se que o coeficiente para os termos de troca não é significativo senão a 10%, e o nível de preços domésticos e a oferta de moeda se mostram ambos significativos a 5%.

⁵⁷ A estimativa para o balanço de pagamentos destinava-se, por um lado, a prover uma base para idéias usuais sobre a magnitude dos itens invisíveis e movimentos de capital *vis-à-vis* os dados relativos à balança comercial e, por outro, a aquilatar a magnitude dos choques externos verificados nos anos 1886-94, sendo que não foi realmente uma iniciativa destinada a oferecer uma série anual precisa para o balanço de pagamentos, embora isto seja oferecido apenas como ilustração. Para se utilizar esta série de uma forma razoavelmente segura nos experimentos conduzidos neste ensaio, incluímos estimativas para alguns itens não-considerados, como remessas de imigrantes, por exemplo, e usamos uma média móvel de três anos para eliminar picos indevidos na série resultante para o saldo final do balanço de pagamentos. Por último, tiramos médias anuais entre os valores assim obtidos e os números conhecidos sobre variações nas reservas internacionais no período, que são respectivamente as exportações e importações de ouro entre Brasil e o Reino Unido e os saldos do Tesouro Nacional em sua delegacia de Londres. Com isso, a idéia é a de acrescentar aos números conhecidos sobre variações nas reservas a informação obtida através da estimativa para o balanço de pagamentos.

⁵⁸ Deve-se considerar que a presença de erros de medida nas variáveis dependentes não é séria, pois não tem como conseqüência criar vieses para os estimadores obtidos. Considere que queremos estimar a equação $Y_t = b \cdot X_t + \mu_t$ mas que em vez de Y_t apenas observamos a variável T_t tal que $Y_t = c \cdot T_t + v_t$. Desse modo podemos estimar $T_t = (b/c) \cdot X_t + (1/c) \cdot (\mu_t - v_t)$ certos de que teremos um estimador não-viesado para b/b . O nosso problema é que, apesar de conhecermos b para 1914, aproximadamente 0,55, sabemos que T/Y cresceu bastante durante 1870-1914, atingindo um pico precisamente em 1914. Assim sendo, a equação para T_t inclui na verdade algum fator que estaria contribuindo para um crescente grau de abertura e que a não-inclusão deste fator na equação para Y_t estaria viesando os coeficientes.

Tabela 6
Regressões para o modelo com moeda exógena: mínimos
quadrados ordinários
(Dados anuais, 1875-97, em logs)

| | C | B_t | π_t | P_t | M_t | D89 | D91 | R^2 | DW | RHO |
|--------------|----------------|------------------|------------------|----------------|------------------|----------------|------------------|-------|------|------|
| e_t | — | -0,43 (-3,07) | -0,19 (-1,59) | 0,53 (5,11) | 0,27 (3,11) | — | — | 0,99 | 1,56 | 0,60 |
| Y_t | 7,15 (15,2) | — | 0,30 (2,95) | — | 0,33 (9,49) | 0,24 (2,81) | — | 0,89 | 1,81 | — |
| ΔR_t | — | 2,73 (13,9) | — | — | -0,60 (-4,21) | — | -7,58 (-24,3) | 0,99 | 1,75 | 0,36 |

Obs.: estatísticas t entre parênteses.

A equação para a renda real não se comporta muito bem. Uma variável binária para 1889 aumenta bastante o poder de previsão da equação, que só traz termos de troca e moeda como variáveis significativas, além de uma constante. Se quanto à moeda podemos ter dúvidas com relação à causalidade, quanto ao efeito dos termos de troca sobre a renda a questão é se a correlação verificada é convincente explicada através de fenômenos tais como o chamado efeito Laurssen-Metzler⁵⁹ ou se não é pura e simplesmente espúria. No tocante à equação para as reservas, o sinal negativo para a oferta de moeda indica o uso de políticas de esterilização, ou seja, violações sistemáticas às chamadas “regras do jogo”. Na verdade, isto seria de se esperar em um país em um regime de taxas de câmbio flexíveis, isto é, fora do padrão-ouro e com preocupações com o nível de liquidez doméstica. O sinal positivo para B_t parece indicar que havia intervenções mais ou menos sistemáticas no mercado de câmbio: uma queda nas cotações dos títulos, por exemplo, teria como consequência desacelerar a entrada de capitais, ao que o governo responderia através de uma queda do nível de reservas. A significância da variável *dummy* para 1891 é compatível com a evidência de que foi aí que o câmbio sofreu maior pressão e que as reservas acumuladas foram esgotadas em esforços desesperados de sustentação do câmbio.

Para o modelo com moeda endógena reportado na tabela 7 os resultados são também bastante razoáveis. A equação para a taxa de câmbio se comporta muito bem sem a oferta de moeda como variável independente: as cotações dos títulos e o nível de preços se mostram responsáveis por quase toda a variância, sendo o nível de reservas insignificante a 5%. A equação para a renda, tal como a anterior, levanta suspeitas sobre a presença de correlação espúria. A equação

⁵⁹ Ver: Metzler, A. Tariffs, terms of trade and the distribution of national income. In: Caves, R.E. & Johnson, H.G. *Readings in international economics*. London, George Allen & Unwin, 1968.

Tabela 7
Regressões para o modelo com moeda endógena: mínimos quadrados ordinários
(Dados anuais, 1875-97, em logs)

| | c | B_t | π_t | P_t | ΔR_t | D89 | D90 | R^2 | DW | RHO |
|-------|----------------|------------------|----------------|----------------|------------------|----------------|----------------|-------|------|------|
| e_t | — | -0,52 (-4,22) | — | 0,72 (4,46) | -0,02 (-1,94) | — | — | 0,99 | 1,67 | 0,77 |
| y_t | 14,3 (9,80) | -1,20 (-5,48) | 0,35 (2,30) | — | — | 0,31 (2,40) | — | 0,75 | 1,23 | — |
| M_t | — | 0,22 (1,35) | — | 0,79 (7,60) | -0,07 (-7,01) | — | 0,48 (6,12) | 0,97 | 1,85 | 0,96 |

Obs.: estatísticas t entre parênteses.

para a moeda traz a relação negativa com as reservas internacionais que verificamos na equação para moeda exógena, além de mostrar uma relação com o nível de preços domésticos que seria de se esperar em um regime de moeda endógena. O valor significativo para a *dummy* para 1890 é compatível com a idéia de que naquele ano houve uma excepcional expansão monetária, mas não informa sobre se esta expansão foi, de algum modo, “excessiva”.

Resumindo, ambas as especificações, embora caracterizando hipóteses incompatíveis entre si, se comportam razoavelmente bem. Todavia, estimativas tais como as reportadas nas tabelas 6 e 7, rigorosamente falando, não mostram mais do que correlações, sendo que relações de causalidade somente poderão ser caracterizadas após o teste de especificação. Para efetuarmos o teste é preciso, no entanto, reestimar ambos os modelos utilizando variáveis instrumentais, usando como instrumentos as variáveis independentes do modelo alternativo, o que equivale a reestimar cada modelo na hipótese de que o outro é o correto. Estas estimativas são reportadas na tabela 8.

A tabela 8 repete fundamentalmente os resultados previamente obtidos para os dois modelos no caso de mínimos quadrados ordinários, com algumas importantes exceções: oferta de moeda não se mostra significativa na equação para o câmbio e reservas não aparecem significativa em nenhuma equação do modelo 2. Estes resultados são compatíveis com a idéia de que a moeda não seria relevante para a determinação da taxa de câmbio. Contudo, é preciso observar que estas conclusões foram obtidas em estimações utilizando diversas variáveis medidas com erro. Este problema seria em grande parte eliminado pelo uso das variáveis instrumentais, mas existem variáveis medidas com erro, como o nível de preços por exemplo, para as quais os instrumentos que utilizamos não são apropriados. Se escolhêssemos outros instrumentos, talvez pudéssemos eliminar esta dificuldade, mas dessa maneira estaríamos comprometendo o teste de especificação, pois estaríamos abandonando o sistema alternativo, cuja existência é es-

sencial para o teste. Assim sendo, a insignificância da oferta de moeda na equação para a taxa de câmbio não poder ser desligada da hipótese de que o sistema alternativo é o correto, o que é estabelecido pela escolha dos instrumentos. Desse modo, a escolha de instrumentos implica assumir que existe um modelo alternativo específico cujas variáveis exógenas são as variáveis instrumentais. Em nosso caso, qualquer outra escolha de instrumentos somente seria justificável se admitíssemos explicitamente um outro sistema alternativo, do contrário seria arbitrária e destituída de justificativa econômica.⁶⁰

Tabela 8
Regressões utilizando variáveis instrumentais
(Dados anuais, 1875-97, em logs)

| | c | B _t | π_t | P _t | M _t | ΔR_t | D89 | R ² | DW | RHO | Instrumentos |
|----------------------------------|----------------|------------------|------------------|----------------|----------------|------------------|----------------|----------------|------|------|--|
| <i>Modelo 1 (moeda exógena)</i> | | | | | | | | | | | |
| ε_t | — | -0,96 (-3,45) | -0,17 (-1,07) | 0,83 (5,28) | 0,05 (0,40) | — | — | — | 1,77 | 0,43 | $B_y \cdot \pi_t \cdot P_t \cdot \Delta R_t \cdot D90$ |
| Y_y | 7,15 (15,1) | — | 0,32 (3,11) | — | 0,31 (8,41) | — | 0,22 (2,67) | 0,89 | 1,78 | — | $c \cdot B_t \cdot \pi_t \cdot \Delta R_t \cdot D89 \cdot D90$ |
| <i>Modelo 2 (moeda endógena)</i> | | | | | | | | | | | |
| ε_t | — | -0,74 (-5,20) | — | 0,84 (11,5) | — | -0,01 (-0,72) | — | — | 1,63 | 0,60 | $B_t \cdot \pi_t \cdot M_t \cdot D91$ |
| Y_t | 1,43 (9,09) | -1,20 (-4,49) | 0,35 (2,22) | — | — | — | 0,31 (2,33) | 0,76 | 1,24 | — | $c \cdot B_t \cdot M_t \cdot \pi_t \cdot D91 \cdot D89$ |

Obs.: estatísticas t entre parênteses.

A tabela 9 mostra a final as estatísticas referentes à comparação entre os coeficientes obtidos através dos dois métodos. A tabela revela que existe evidência de erro de especificação nas duas equações para a taxa de câmbio nos dois modelos. Rigorosamente falando, as estatísticas significam que se deve rejeitar a hipótese de que a moeda é exógena e também a de que variações nas reservas são exógenas com relação à taxa de câmbio. Quanto às equações para a renda real, temos de rejeitar a exogeneidade da moeda, mas não podemos rejeitar a exogeneidade de variações nas reservas para com a renda real. Assim sendo, a evidên-

⁶⁰ A esse respeito, convém mencionar o trabalho de Eliana Cardoso. Seus resultados são excelentes, no sentido de que suas equações para a taxa de câmbio fornecem altos graus de explicação, sinais corretos e ausência de correlação serial. Contudo, Cardoso utiliza variáveis instrumentais, para evitar “o problema da simultaneidade” (Cardoso, op. cit. p. 94), em equações que são formas reduzidas. É sabido que o uso de variáveis instrumentais envolve um alto grau de arbitrariedade porquanto os resultados são, em geral, extremamente sensíveis à escolha dos instrumentos. Cardoso utilizou como instrumentos a oferta de moeda presente e passada, a quantidade exportada de café presente e passada, o preço em vigor no mercado mundial e uma variável de tendência. Parece muito difícil prover qualquer espécie de justificativa teórica para esta escolha, embora seja inegável que não se pode taxar de incorreta uma escolha arbitrária, ainda que exótica, que fornece bons resultados de acordo com os padrões convencionais. Tais resultados, contudo, devem ser considerados em reservas.

Tabela 9
Estatísticas M para o teste de especificação
($M = N.q.[\text{var}(q)]^{-1}.q'$ for $q = \beta_{mq0} - \beta_{vi}$)

| Equação | Estatística |
|---------------------------|-------------|
| e_t para moeda exógena | 154,0* |
| Y_t para moeda exógena | 53,6* |
| e_t para moeda endógena | -- 306,1* |
| Y_t para moeda endógena | 0,105 |

*Significante a 1%.

cia indica que, consideradas as hipóteses dentro das quais nossos resultados foram obtidos, variações contemporâneas na oferta de moeda não são exógenas para com a taxa de câmbio. Portanto, estes resultados não seriam compatíveis com a idéia de que uma expansão monetária teria sido a principal responsável pelas flutuações na taxa de câmbio no período considerado. Os mecanismos envolvidos na determinação da taxa de câmbio parecem bastante complexos, sendo proeminente a presença de efeitos de *feed -back*, assim como muitos outros fatores que não foram propriamente caracterizados em nossos testes.