

Câmbio e incerteza macroeconômica na economia brasileira do período 1808 a 1930

Ana Cristina P. Neves*
Helena Piazzentini Vieira†

Março de 2018

Resumo

Este artigo se insere no importante debate historiográfico sobre o uso intencional da taxa de câmbio para favorecer os exportadores, o grupo econômico de maior poder no Brasil do período 1808-1930. No campo teórico, propõe um modelo adequado ao estudo da política monetária sob incerteza em uma economia agrário-exportadora periférica. Além disso, traz para o centro da análise séries históricas ainda pouco exploradas e as utiliza para, a partir de um modelo GARCH, investigar o impacto de variações na taxa de câmbio sobre sua volatilidade. Os resultados teóricos e empíricos fornecem, de forma complementar, elementos para a compreensão da relação depreciação-volatilidade na economia brasileira do primeiro século após a independência, dão suporte à ideia de que uma desvalorização da moeda, ao elevar a incerteza cambial, interfere negativamente no ambiente macro e à visão de que não havia manipulação do câmbio para favorecer grupos econômicos específicos.

Palavras-chave: Teoria Econômica, História Macroeconômica, Volatilidade cambial, GARCH.

Área de interesse: História Econômica, Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

Abstract

This article adds to the important historiographic debate on the intentional use of the exchange rate to favor exporters, the most important economic group in Brazil during the years 1808-1930. It proposes a theoretical model that is adequate to study monetary policy in a small agricultural commodity-exporting country. Moreover, drawing on little-used historical data, our work investigates, through a GARCH model, the impact of exchange rate variations on its volatility. The theoretical and empirical results provide complementary elements for understanding the relationship between depreciation and volatility in the Brazilian economy during the first century after independence; give support to the idea that, by increasing uncertainty, a currency devaluation influences the macroeconomic environment; and strengthens the view that the exchange rate was not manipulated to benefit specific pressure groups.

Keywords: Economic Theory, Macroeconomic History, Exchange Rate Volatility, GARCH.

JEL classification: E52, E58, N16, C22.

*Doutoranda pela Universidade de Cambridge (Reino Unido).

†Professor do Insper. Pós-doutorando e doutor pela EESP/FGV.

1 Introdução

A taxa de câmbio é um preço fundamental em economias abertas e sua instabilidade, quando excessiva, pode acarretar perdas consideráveis aos diversos tipos de relações econômicas e ao nível de bem-estar social. A experiência brasileira ao longo dos séculos provê inúmeras ilustrações de tais efeitos¹. Dados nosso estágio de desenvolvimento relativo e nossa incapacidade de nos endividarmos em moeda própria, as desvalorizações da moeda brasileira sempre estiveram associadas a maiores dificuldades de financiamento da economia e do governo nacionais, o que ajuda a entender porque o câmbio sempre figurou no centro das preocupações de política econômica no Brasil².

Historicamente, diminuições expressivas no valor da moeda nacional parecem estar associadas a contextos de dificuldades político-econômicas, fazendo emergir uma relação de retroalimentação entre desvalorização, volatilidade cambial e incerteza macroeconômica. Porém, essa relação, que com frequência é assumida de forma tácita por governos e acadêmicos, nunca foi analisada formalmente; isto é, embora presumida, ainda não foi empiricamente documentada. O presente artigo oferece uma primeira contribuição para o entendimento dessa questão no contexto do Brasil do século XIX e primeiras décadas do século XX.

Ao longo do período do Império, os governos não sinalizaram uma busca deliberada por depreciações cambiais. A década de 1820, por exemplo, foi marcada por uma forte crise econômica com as dificuldades do Banco do Brasil, gerando uma queda expressiva do valor da moeda nacional. Mas, mesmo diante dessa conjuntura, o Ministro da Fazenda Ribeiro de Andrada defendeu uma reforma fiscal e impediu uma emissão monetária ainda maior, buscando valorizar o câmbio (PELÁEZ; SUZIGAN, 1981). Em 1830, falando à Câmara dos Deputados, o então Ministro da Fazenda Marquês de Barbacena afirmou: “Um governo sábio e prudente deve procurar com todo o esmero evitar grandes ou repentinas variações de cambio, porque tais variações arruinam o commercio e industria nacional, e consequentemente diminuem ou estancam as fontes da renda publica.” (Annaes da Câmara dos deputados, junho de 1830). (CAVALCANTI, 1893a, p. 182).

Ao mesmo tempo, de acordo com Furtado (2007), a política econômica, tanto fiscal quanto monetária, gerava uma tendência à depreciação do câmbio nas décadas de 1820 e 1830. Assim, o enfraquecimento da moeda nesse contexto sinalizaria uma política econômica "desajustada", originando a grave crise econômica do período, conforme apontado em Peláez and Suzigan (1981, p. 44). Nessa perspectiva, a tendência à desvalorização cambial seria reflexo de um cenário de instabilidade macroeconômica, ou seja, denotaria incerteza econômica.

Esta era, de fato, a percepção de muitos na época, como argumenta Cavalcanti (1893b, p. 42) ao transcrever um estudo publicado em 1840 (cujo autor, infelizmente, não é conhecido) em que se diz: “[...] nada deprecia o papel-moeda com qualquer acto legislativo ou administrativo que tende a mallograr essa esperança. O cambio, posto não seja *o unico*, [é] um dos melhores thermometros da confiança publica [...]”.

A mesma preocupação aparece nas palavras dos Ministros da Fazenda Miguel Calmon du Pin e Almeida e Rodrigues Torres, em 1838 e 1850, respectivamente:

¹ Por exemplo, as grandes desvalorizações das primeiras metades das décadas de 1890 (FRANCO, 1990) e 1920 (FRITSCH, 1990) e seus consequentes impactos negativos sobre a inflação e sobre a estrutura fiscal.

² Neste artigo não faremos distinção entre depreciação e desvalorização cambial, utilizando os dois termos como equivalentes.

A Nação inteira, amestrada pela experiencia de 12 annos, requer instantaneamente a adopção de uma medida efficaz, que faça cessar a perniciosa fluctuação dos valores, a desconfiança dos signaes que os representam, e a perda incalculavel que o Estado e os particulares soffrem diariamente em suas fortunas.(CAVALCANTI, 1893b, p. 33).

Não ha ahi quem desconheça os inconvenientes de fluctuação do valor do papel, que entre nós faz as funcções de moeda: a paralysação do credito publico, e da industria e commercio, são consequencias necessarias e inevitaveis da instabilidade e incerteza, que essa fluctuação produz em todas as transacções.(CAVALCANTI, 1893b, p. 67).

Ao longo de sua extensa obra, Cavalcanti demonstra, por meio de documentos oficiais e peças publicadas na imprensa da época, que os responsáveis pela política econômica durante o Império preocupavam-se e pronunciavam-se com frequência sobre o tema da variação cambial e seus impactos no ambiente econômico. Ou seja, diversas medidas eram propostas e discutidas a fim de promover a estabilidade do câmbio e evitar a incerteza dos negócios, deixando evidente que a instabilidade, ou seja, a incerteza cambial condicionava escolhas de política econômica no sentido de estabilizar e preservar o valor da moeda.

Da década de 1840 até, sobretudo, o final do Império, os governos buscaram explicitamente valorizar a taxa de câmbio. Nos anos 40 houve, por exemplo, a redução do estoque de moeda visando a alcançar uma meta de paridade com a libra; em 1846, adotou-se o padrão ouro como forma de promover a entrada do metal no país e, conseqüentemente, consolidar a moeda metálica na economia brasileira. Era a lógica do pensamento metalista em vigência: em ambientes nos quais o estoque de moeda fosse composto por uma grande quantidade de metais fortes haveria uma melhora nos níveis de bem-estar e na prosperidade nacional (PELÁEZ; SUZIGAN, 1981). As discussões no parlamento em meados dos anos 1840 ilustram a importância do tema também para deputados e senadores. Nos debates a cerca das mudanças monetárias propostas pelo governo, as discordâncias versavam sobretudo a respeito da melhor *forma* de se garantir o valor da moeda, e não sobre o *mérito* de se fazê-lo³.

No período republicano, ocorreram mudanças no jogo de forças políticas e na condução da economia. Como resultado, por muito tempo a historiografia econômica estabeleceu que os cafeicultores, enquanto agentes socioeconômicos fundamentais, tiveram grande influência sobre as decisões do governo, atuando de forma contundente no direcionamento das medidas de política econômica durante a República Velha (1889-1930)⁴. Sendo assim, a depreciação cambial seria resultado de políticas deliberadas dos governos para favorecer os exportadores ao longo do período.

Mas Fritsch (1985), desafiando a visão até então consolidada, sustentou que a geração deliberada de desvalorizações não fazia parte da lógica da política econômica naquele contexto histórico. Elas seriam, na verdade, oriundas de recorrentes cenários de desequilíbrio externo. Ademais, nos momentos em que houve tentativas explícitas de influenciar o câmbio, o objetivo era promover uma *apreciação*; até porque a dívida nacional era predominantemente denominada em moeda estrangeira, o que significa que quedas no valor do mil-réis acarretavam aumentos no endividamento em moeda nacional, pressionando as contas públicas.

³ Ver Cavalcanti (1893a, p. 115) para trechos de discursos sobre a reforma monetária de 1846.

⁴ Consultar, por exemplo, Furtado (2007, cap. 30).

De acordo com [Franco \(1990\)](#) e [Fritsch \(1990\)](#), os seguintes exemplos dão claro suporte a tal interpretação: primeiro, as gestões dos Ministros da Fazenda Joaquim Murinho (1898-1902) e Rafael Sampaio Vidal (1922-1925), quando se buscou fortalecer a moeda do país; segundo, as grandes desvalorizações cambiais das primeiras metades das décadas de 1890 e de 1920, as quais decorreram, em grande parte, de severas restrições externas. Assim, a experiência histórica da República Velha sugere, de fato, que a prática dominante eram as tentativas de gerar apreciações cambiais; as depreciações ocorriam a despeito dos desejos dos governantes, resultando sobretudo de cenários externos instáveis, ou seja, de choques que estavam fora do controle dos gestores brasileiros. Como será visto ao longo das próximas seções, a evidência empírica parece, efetivamente, corroborar essa visão.

Partindo da discussão apresentada acima, o objetivo de nosso trabalho é estudar a volatilidade (incerteza) cambial, buscando obter resultados empíricos e teóricos que nos ajudem a entender a flutuação no valor da moeda. Com base em um enfoque multidisciplinar, o artigo oferece contribuições em várias frentes. No campo teórico, propõe um modelo com uma estrutura adequada ao estudo da política monetária sob incerteza em uma economia agrário-exportadora periférica. Além disso, traz para o centro da análise séries históricas ainda pouco exploradas e as utiliza para, a partir de um modelo GARCH, investigar o impacto de variações na taxa de câmbio sobre sua volatilidade. Os resultados teóricos e empíricos fornecem, de maneira complementar, elementos para a compreensão da relação depreciação-volatilidade na economia brasileira do primeiro século após a independência, dando suporte à ideia de que uma desvalorização da moeda, ao elevar a incerteza cambial, interfere negativamente no ambiente macroeconômico.

Iniciamos a análise da relação desvalorização-volatilidade-incerteza com uma discussão teórica, desenvolvida na próxima seção. Utilizando um modelo baseado em [Ball \(1992\)](#), mostramos como uma relação entre desvalorizações e volatilidade cambial pode emergir em um cenário de incerteza econômica e política. Ainda que a autoridade monetária prefira, a princípio, a estabilidade do câmbio, choques exógenos e alternância de poder podem causar quedas no valor da moeda que, em alguns contextos, acabam sendo acomodadas pela política monetária.

Em seguida, na terceira seção, avaliamos a evidência empírica para o Brasil no período 1808-1930. A partir de um modelo GARCH (*generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*)⁵, mostramos que há evidências para sustentar que, efetivamente, havia no período uma relação positiva entre desvalorização e volatilidade cambial, com o enfraquecimento da moeda contribuindo para o agravamento de cenários de incerteza.

Por fim, apresentamos algumas conclusões, sintetizando os resultados obtidos e apontando caminhos para pesquisas futuras.

2 Modelo teórico

Uma relação positiva entre taxa de inflação e sua variabilidade, proposta originalmente por [Friedman \(1977\)](#), foi documentada empiricamente por diversos autores, para vários países e períodos ([JIANG, 2016](#); [NASR et al., 2015](#); [THORNTON, 2008](#); [CONRAD; KARANASOS, 2005](#)). Entretanto, apenas na década de 1990 uma explicação teórica satisfatória foi proposta, no célebre artigo de [Ball \(1992\)](#). Em um modelo simples, o autor mostrou como um aumento da inflação, em um contexto de incerteza sobre a política monetária, pode elevar a volatilidade da variação dos preços

⁵ Ver [Engle \(1982\)](#).

(medida pela variância condicional da inflação). Nesta seção, apresentamos uma adaptação do argumento de Ball para a taxa de câmbio nominal, mostrando que, sob condições de incerteza quanto à política econômica futura, pode emergir uma correlação positiva entre depreciação e volatilidade cambial.

No entanto, antes de prosseguirmos, cabem algumas observações quanto ao modelo escolhido. Dado nosso objeto de estudo – uma pequena economia agrário-exportadora pouco desenvolvida – modelos modernos mais sofisticados, em que a demanda agregada é afetada pela taxa de juros e a política monetária é descrita por uma regra de Taylor, não seriam adequados. Primeiro, porque em uma economia em que o mercado financeiro é incipiente, postular uma forte relação entre política monetária, juros e demanda agregada é questionável; segundo, porque é historicamente recente o uso da taxa de juros de curto prazo como o principal instrumento de política monetária; terceiro, porque a adoção de uma regra sistemática (tal qual a Regra de Taylor) para a definição da taxa curta é ainda mais recente⁶; e, quarto, porque mesmo atualmente seu uso não é universal.

Note-se que, embora os principais bancos centrais utilizem hoje a taxa de juros como instrumento, há consideráveis diferenças nas formas de fazê-lo (GOODFRIEND, 2002). Além disso, há grande variedade entre os arcabouços utilizados pelas diferentes autoridades monetárias na condução de suas políticas, sendo incomum a adoção de regras sistemáticas fora dos países centrais e das economias emergentes (IMF, 2015; GERAATS, 2009). Por fim, ainda hoje a maioria dos países menos desenvolvidos têm a estabilização da taxa de câmbio como um objetivo primordial da política monetária e realizam frequentes intervenções no mercado de divisas para atingir uma determinada meta e/ou reduzir as flutuações cambiais (BENES et al., 2015; IMF, 2011). Portanto, se o uso de regras é recente e não universal, não seria adequado incluí-las em um modelo que se pretende útil para o estudo histórico de pequenas economias periféricas, o que explica a opção teórica feita na próxima subseção (em que estão ausentes a demanda agregada e a taxa de juros como instrumento da autoridade monetária).

Outra observação necessária se refere à função de perda da autoridade monetária, em que figuram tanto a inflação quanto a variação do câmbio nominal⁷. Aqui, duas questões se colocam: (1) seria o controle da inflação efetivamente um objetivo relevante um século e meio atrás?, (2) por que a inclusão da taxa nominal e não a taxa real de câmbio?

A resposta para a primeira pergunta é afirmativa. Embora a preocupação com a estabilização de preços tenha ganhado nova dimensão ao longo dos últimos cinquenta anos, se tornando o principal objetivo da maioria dos bancos centrais contemporâneos, não é anacrônico afirmar que os governos do século XIX e início do século XX também a viam como uma meta relevante em diversos países da periferia do sistema. No Brasil, a lei n. 1083 foi promulgada em 22 de agosto de 1860 tendo entre seus objetivos a regulamentação da criação de moeda pelo setor privado (ou, nas palavras de Itaboraí, o combate à “anarquia monetária”⁸), visando ao controle de preços⁹. O programa de estabilização de Murtinho-Bulhões em 1898-1906 também procurou reduzir a inflação que, durante o encilhamento, “traumatizou o público, acostumado à política monetária austera e à relativa

⁶ Aso, Kahn and Leeson (2010) discutem a origem da Regra de Taylor e sua importância como forma de sistematizar as ações do banco central. Sua formulação, nos anos 90, ocorreu após décadas de debate acadêmico sobre regras versus discricção. Taylor, ao propô-la em 1992, baseou-se na experiência dos Estados Unidos no final dos anos 1980 e início da década de 1990.

⁷ Ver equações 6 e 7 abaixo

⁸ Conforme Iudícibus and Ricardino Filho (2002).

⁹ Ver Buescu (1972, p. 140).

estabilidade de preços"(NEUHAUS, 1978, p. 298). Mesmo nos momentos em que os papelistas se encontravam no poder, não se pode dizer que o peso dado à estabilização de preços era nulo; até certo ponto, a aceleração inflacionária era o efeito colateral de políticas que buscavam lubrificar a engrenagem econômica, promovendo a expansão urbana e o desenvolvimento do setor monetário da economia.

De forma semelhante, outros países periféricos também se preocupavam com a estabilização de preços no século XIX e início do XX. Alguns exemplos são apresentados por Tamayo (2014), que nos conta como as crises bancárias e os diversos episódios de alta inflação levaram à ideia de criação de bancos centrais no México, Chile e Colômbia entre 1905 e 1925. Nos três casos, emissões excessivas para financiar déficits fiscais desestabilizaram as economias e as moedas nacionais ao longo do século XIX, fortalecendo a tese de que era necessário proteger a moeda dos gastos excessivos do governo. No caso da Colômbia, por exemplo, a expansão monetária sem precedentes decorrente das despesas com a guerra civil de 1899 levou o governo a admitir a necessidade de maior consistência na política macroeconômica.

Portanto, a experiência histórica do Brasil e de países com nível semelhante de desenvolvimento sugere que, embora prioridade fosse dada ao câmbio, a estabilidade de preços também se encontrava entre os objetivos da política monetária.

Com relação à nossa segunda questão, argumentamos que a inclusão da taxa de câmbio *nominal* na função de perda se justifica porque: (a) na prática, as autoridades monetárias que intervêm no mercado de divisas o fazem para estabilizar o *valor* da moeda nacional em relação a alguma outra moeda de referência (e não seu *poder de compra*, ainda que este também seja desejado), o que ganha sua manifestação mais evidente nos regimes de câmbio fixo; (b) historicamente, nos momentos em que metalistas estavam no comando da política econômica brasileira, claramente o que buscavam era defender o câmbio *nominal*, evitando que se desvalorizasse em relação à libra. De todo modo, (i) dado que a evidência empírica mostra uma forte relação entre as taxas real e nominal no curto prazo (que é o horizonte de atuação da política monetária)¹⁰, e (ii) considerando a definição do câmbio real, os resultados do modelo podem, com alguma manipulação algébrica, ser traduzidos em termos do câmbio real¹¹.

Feitos esses comentários e esclarecimentos, passamos à descrição e resolução do modelo teórico.

2.1 Modelo

A economia é descrita pela curva de oferta

$$y_t = \bar{y} + \gamma(\pi_t - \pi_t^e), \quad \bar{y} < y^o, \quad (1)$$

com todas as variáveis em logaritmos; y_t é o produto no período t , π_t é a taxa de inflação, π_t^e são as expectativas privadas para a inflação e \bar{y} é o produto potencial, o qual é inferior ao nível socialmente ótimo y^o (consequência de fatores como competição imperfeita)¹². Para simplificar (e sem perda de generalidade), assumimos $y^o = \bar{y} + 1$.

¹⁰ Ver Mussa (1986).

¹¹ Para exemplos de trabalhos em que também se considera a estabilização do câmbio nominal como um dos objetivos de política monetária consultar Calvo and Reinhart (2002), Paez-Farrell (2012), Blanchard, Adler and Filho (2015), Davis and Fujiwara (2015),

¹² Como o foco deste artigo são economias agrário-exportadoras pouco desenvolvidas, a hipótese de concorrência imperfeita é adequada. De modo geral, produtores/revendedores possuem um monopólio local quando não há uma

A política monetária é descrita por metas para a inflação, π_t^M ,¹³ e para a variação cambial, Δe_t^M .¹⁴ O controle da autoridade monetária sobre as variáveis econômicas é imperfeito e a economia está sujeita a choques exógenos, η_t . Como nosso interesse é em uma pequena economia aberta cuja cesta de consumo é composta principalmente por bens de consumo importados, produtos primários para a exportação (mas também consumidos internamente, como o açúcar) e de subsistência (com mercado interno pouco organizado), assumimos que a inflação é determinada pela meta da autoridade monetária e pela variação na taxa de câmbio^{15,16}. Assim, temos:

$$\pi_t = \pi_t^M + \delta \Delta e_t \quad (2)$$

$$\Delta e_t = \Delta e_t^M + \eta_t, \quad (3)$$

onde $\Delta e_t = e_t - e_{t-1}$ indica a variação da taxa de câmbio nominal e o choque η_t é normalmente distribuído, com média zero e variância σ_η^2 .

A presença de perturbações exógenas faz com que a estabilidade cambial seja desfeita ocasionalmente. Isso ocorre em um cenário de incerteza política, em que há dois tipos possíveis de autoridade monetária (C e L) que se alternam no poder estocasticamente e perseguem diferentes objetivos: o tipo C busca estabilidade de câmbio e inflação, e o tipo L se preocupa também com o produto. Ao formar expectativas para o período t , o público não sabe quem estará no poder; ou seja, a formação de expectativas em $t - 1$ se dá em um contexto de incerteza política, dado que C e L respondem de maneira diferente aos choques exógenos.

A função de perda da autoridade monetária é:

$$Z_C = \pi_t^2 + b' (\Delta e_t)^2 \quad (4)$$

$$Z_L = a \pi_t^2 + b (\Delta e_t)^2 + (y_t - y_t^o)^2, \quad (5)$$

com Z_i indicando a função da autoridade monetária tipo i , $i \in \{C, L\}$. Assumindo $\pi_t^M = 0$ e utilizando

rede de transporte bem desenvolvida e existem dificuldades para locomoção de pessoas e escoamento de produtos. Claramente, tais características são observadas em um contexto como o do Brasil do período 1808–1930; ou seja, a própria estrutura econômica e a infraestrutura de um país periférico justificam a hipótese de que o produto se encontre abaixo do nível socialmente ótimo.

¹³ Naturalmente, não falamos aqui de um *regime* de metas de inflação, mas apenas de uma autoridade monetária/governo que se preocupa com a estabilização de preços.

¹⁴ A inclusão da estabilização do câmbio na função de perda da autoridade monetária faz sentido dado o período histórico ao qual se dedica este artigo. Rio (1946 apud PIRES, 2009), por exemplo, enfatiza a importância da manutenção do valor da moeda nacional no início de nossa história republicana. O autor defende que a política monetária nas primeiras décadas da república deveria ser conduzida de forma a promover a prosperidade nacional, evitando os sacrifícios gerados pela perda de valor da moeda e pela alta dos preços: “só havia um caminho honesto, em se tratando de condução da política monetária: a estabilização do câmbio exterior [grifo nosso], de forma a garantir o poder de compra da moeda por meio do desenvolvimento da produção nacional.” (PIRES, 2009, p. 67).

¹⁵ A inclusão de um ruído branco na equação para a inflação tornaria a especificação mais precisa, ao dar espaço para que choques não relacionados ao câmbio também contribuíssem para o controle imperfeito da variação de preços. Optou-se por omiti-lo para tornar o modelo mais simples, dado o objetivo do artigo: investigar uma possível relação entre o câmbio e sua volatilidade.

¹⁶ Como coloca Buescu (1972), a economia brasileira do período dependia enormemente do setor externo, o que tornava a taxa de câmbio variável fundamental para entender-se o comportamento da inflação. De fato, no Brasil do final do século XIX parece ter havido uma alimentação da inflação pela tendência à desvalorização cambial, em um processo denominado “socialização das perdas” por Furtado (2007).

(1) a (5), essas funções-objetivo podem ser reescritas como:

$$Z_C = (\delta^2 + b')(\Delta e_t)^2 \quad (6)$$

$$Z_L = (a\delta^2 + b)(\Delta e_t)^2 + [\gamma\delta(\Delta e_t - \Delta e_t^e) - 1]^2, \quad (7)$$

onde Δe_t^e representa as expectativas privadas quanto à depreciação cambial no período t . As perdas de ambos os tipos aumentam com a variação do câmbio, mas divergências entre volatilidade esperada e observada também afetam as perdas do tipo L.

2.2 Equilíbrio

Ao longo do tempo, as autoridades monetárias se alternam no poder conforme descrito na tabela 1; c (l) é probabilidade de C (L) assumir no período t quando L (C) está no poder em $t - 1$.

Tabela 1 – Transição entre estados

		Período t	
		C	L
Período t -1	C	$1 - l$	l
	L	c	$1 - c$

A tabela 2 traz o equilíbrio proposto para a economia. Nela apresentamos uma combinação de expectativas do setor privado e comportamentos de C e L consistente com uma relação positiva entre desvalorização cambial e incerteza. T_{t-1} indica quem estava no poder no período $t - 1$ (C ou L), o que, em conjunto com a magnitude da variação cambial (Δe_{t-1}), determina as expectativas privadas e a meta de câmbio para o período seguinte. Ou seja: as expectativas privadas e as metas dos responsáveis pela política dependem da intensidade da depreciação no período anterior e também de quem estava no poder.

Na ausência de choques, não há incerteza política e tanto C quanto L têm como meta inflação e variação cambial nulas. Entretanto, se a economia é atingida por perturbações exógenas suficientemente grandes, há diferenças nas escolhas de cada autoridade monetária. Quando a desvalorização é nula ou baixa, o tipo L sempre possui incentivos para elevar sua meta e com isso promover um aumento do produto. Porém, como seu controle sobre o câmbio é imperfeito, há o risco de promover um aumento muito grande, causando a elevação das expectativas privadas e, como resultado, maior desvalorização (e inflação) no período t . É esse risco que impede L de sempre promover um aumento no câmbio. O tipo C, por outro lado, nunca tem tal incentivo, o que explica porque: (1) as expectativas privadas nunca aumentam com C no poder e porque, quando a desvalorização esperada é alta, (2) C promove uma estabilização cambial (a despeito da recessão que resulta de $\Delta e_t < \Delta e_t^e$), mas L não.

Mais especificamente, como o tipo C nunca possui incentivos para promover desvalorizações ou acomodar choques que elevem a taxa de câmbio, sempre que ele está no poder em $t - 1$ o público espera $\Delta e_t^e = 0$ para o período seguinte. Nesse caso, a meta para a variação cambial é $\Delta e_t^M = 0$ para ambos os tipos.

Tabela 2 – Equilíbrio proposto

	Δe_t^e	Δe_t^M se $T_t = C$	Δe_t^M se $T_t = L$
$T_{t-1} = C$	0	0	0
$T_{t-1} = L, \Delta e_{t-1} \leq \Delta \bar{e}$	0	0	0
$T_{t-1} = L, \Delta e_{t-1} > \Delta \bar{e}$	$(1-c)\Delta e^+$	0	Δe^+

Quando $T_{t-1} = L$, a autoridade C continua tendo zero como meta, independentemente do valor de Δe_t^e . Já o comportamento de L dependerá da magnitude da depreciação em $t-1$. Se ela estiver abaixo de uma certa taxa gatilho $\Delta \bar{e}$, L ainda terá $\Delta e_t^M = 0$ como meta. Mas, se a desvalorização ultrapassar $\Delta \bar{e}$, a meta será $\Delta e^+ > \Delta \bar{e}$ e a desvalorização esperada será $(1-c)\Delta e^+$ (uma vez que a probabilidade de L continuar no poder é $1-c$)¹⁷.

Com o tempo, há alternância entre períodos de pouca (ou nenhuma) e muita depreciação cambial. Se a desvalorização esperada é baixa, ela permanece baixa até que, com L no poder, ocorra um choque grande o bastante para que $\Delta e_{t-1} > \Delta \bar{e}$. No período seguinte, a depreciação esperada sobe e permanece alta enquanto L estiver no poder – afinal, Δe_t^e alta induz L a ter $\Delta e^+ > \Delta \bar{e}$ como meta. Em algum momento, C volta ao poder e promove uma estabilização.^{18,19}

2.3 Relação entre depreciação cambial e incerteza

Ainda com base em Ball (1992), propomos os dois seguintes indicadores: (1) relação entre depreciação esperada e incerteza e (2) relação entre depreciação passada e incerteza.

Como vimos, quando não existe incerteza quanto à meta, a desvalorização esperada é nula ($\Delta e_t^e = 0$); mas, quando há incerteza, em média os agentes esperam $\Delta e_t^e = (1-c)\Delta e^+$, uma vez que Δe^M é igual a zero com probabilidade c e igual a Δe^+ com probabilidade $(1-c)$.

Portanto, dado (3), a variância condicional da desvalorização é:

$$E_{t-1}(\Delta e_t - \Delta e_t^e)^2 = \begin{cases} \sigma_\eta^2, & \text{quando } \Delta e_t^e = 0, \\ c(1-c)(\Delta e^+)^2 + \sigma_\eta^2, & \text{quando } \Delta e_t^e = (1-c)\Delta e^+, \end{cases} \quad (8)$$

o que nos permite concluir que *maior desvalorização esperada implica maior incerteza*²⁰.

O modelo é compatível também com uma associação entre depreciação passada e volatilidade cambial no presente. Esta relação depende do valor de Δe_{t-1} e de quem estava no poder em $t-1$:

¹⁷ Para uma demonstração passo-a-passo das condições para que a tabela 2 seja um equilíbrio e para a derivação de $\Delta \bar{e}$ e Δe^+ , consultar o apêndice A.

¹⁸ De forma análoga a Ball (1992), supomos serem raros choques negativos de tamanho suficiente para promover uma forte valorização cambial (de modo a contrabalançar a meta elevada estabelecida por L). No apêndice A mostramos que, no modelo, eles são de fato relativamente incomuns, o que parece ser consistente com a realidade de economias periféricas pouco diversificadas.

¹⁹ A ascensão de Joaquim Murinho (governo Campos Sales) ao ministério da fazenda em 1898 ilustra, em linhas gerais, a ideia de sucessão proposta no modelo. Murinho, alinhado à visão metalista, procurou corrigir desequilíbrios (monetários, fiscais, cambiais) que se avolumaram desde o ministro Rui Barbosa (1889-1891) e sua política expansionista. Para tanto, reduziu as despesas do governo, perseguiu a valorização cambial e combateu a inflação, além de propor novos impostos.

²⁰ Ver detalhes no apêndice B.

- Se a desvalorização passada estiver abaixo da taxa gatilho $\Delta\bar{e}$, a taxa esperada será nula e a variância condicional será $Var_{t-1}(\Delta e_t) = \sigma_\eta^2$;
- Se a desvalorização passada estiver acima da taxa gatilho $\Delta\bar{e}$ e se $T_{t-1} = C$, novamente $\Delta e_t^e = 0$ e $Var_{t-1}(\Delta e_t) = \sigma_\eta^2$;
- No entanto, se $\Delta e_{t-1} > \Delta\bar{e}$ com L no poder, temos $\Delta e_t^e = (1-c)\Delta e^+$, acarretando $Var_{t-1}(\Delta e_t) = \sigma_\eta^2 + c(1-c)(\Delta e_t)^2$. Ou seja: um aumento na desvalorização passada aumenta a incerteza sobre o próximo período *quando* o tipo L está no poder em $t-1$.

Por esse segundo critério, também existe uma relação positiva entre desvalorização e incerteza, embora seja uma relação “imperfeita”(isto é, observada apenas quando L está no poder).

Estabelecemos, então, que uma correlação positiva entre depreciação e volatilidade cambial faz sentido do ponto de vista teórico em um modelo que, embora simples, abarca características semelhantes às da economia brasileira no primeiro século após a independência. Na próxima seção, investigamos se tal resultado teórico é consistente com a evidência empírica para o Brasil de 1808 a 1930.

3 Evidência empírica

Nesta seção, nosso objetivo é investigar empiricamente o efeito de variações da taxa de câmbio sobre a volatilidade cambial. Thornton (2008), Kontonikas (2004), Hwang (2001) and Fountas (2001) investigaram o impacto de mudanças na taxa de inflação na volatilidade inflacionária, utilizando modelos GARCH. O presente trabalho segue metodologia semelhante, mas analisando a taxa de câmbio brasileira para o Brasil de 1808 a 1930 a partir de quatro séries históricas. As figuras 1 e 2 ilustram, respectivamente, a taxa de câmbio brasileira de 1808 até 1930 e seus retornos, ou seja, a diferença entre os logaritmos das taxas presente e passada.

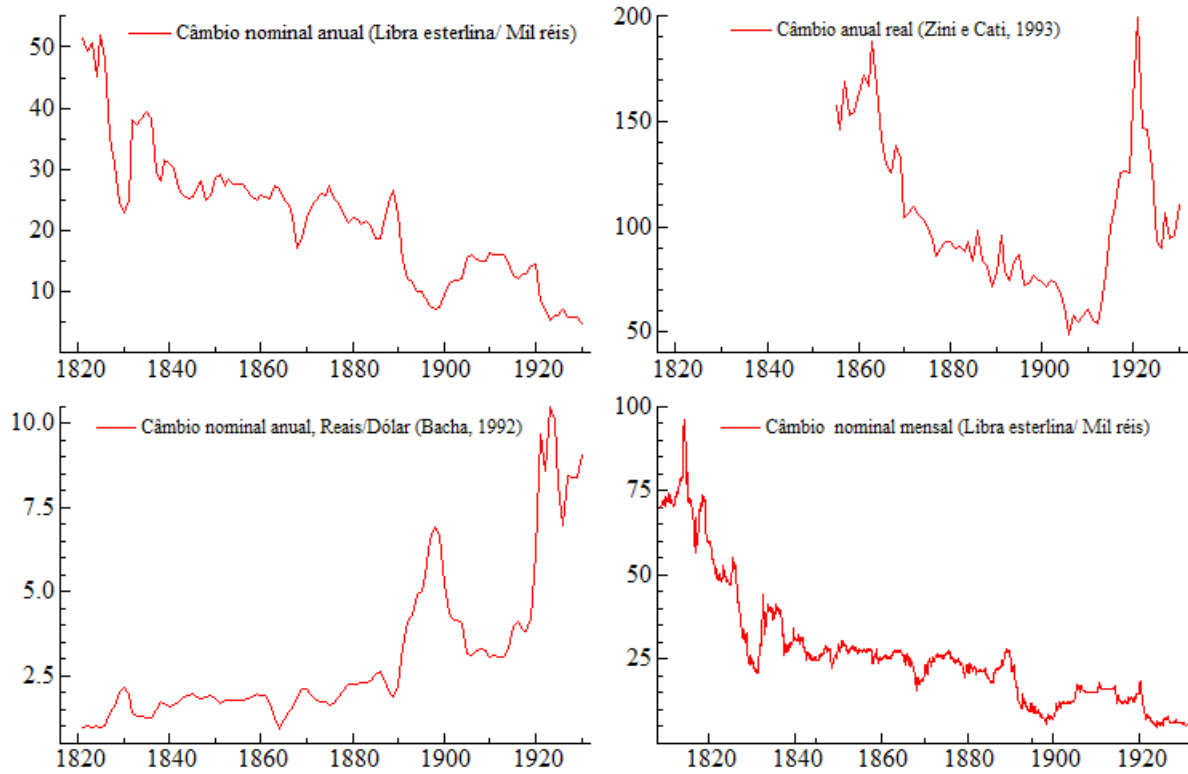
3.1 Metodologia

Os modelos ARCH/GARCH são frequentemente empregados para estudar retornos de séries financeiras, os quais tendem a apresentar estacionariedade e o fato estilizado de agrupamentos de volatilidade. A figura 2 mostra a presença desta característica nos retornos das taxa de câmbio que serão analisadas neste trabalho.

Engle (1982), pioneiro do uso desse tipo de modelo, tinha como objetivo estudar o aumento e a variabilidade da aceleração da inflação no Reino Unido, destacando a alteração do comportamento da variância do processo inflacionário que ocorre ao longo do tempo. Para isso, propôs uma classe de modelos que permite expressar a dependência temporal da variância, deixando-a condicionada pela variância passada. Esses são os modelos ARCH (*autoregressive conditional heteroskedasticity*).

Por sua vez, o modelo GARCH (*generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*) que será implementado neste trabalho é uma generalização do proposto em Engle (1982). Neste caso, o modelo para a variância condicional também depende do passado das próprias variâncias condicionais. Seguindo Bollerslev (1986), um GARCH (q, ν) pode ser expresso através da seguinte

Figura 1 – Taxas de câmbio brasileiras, 1808-1930.



Fonte: IBGE, Jornal do Comércio, Retrospecto Comercial, vários números. Almanak Laemmert, Relatório da Comissão de Inquérito, nomeada por aviso do Ministério da Fazenda de 10 de outubro de 1859, s.d. Complementado por informações de Cavalcanti, A. (1983). O Meio Circulante Nacional (1808-1835), série disponível em IpeaData, Bacha (1992) e Zini and Cati (1993).

formulação:

$$r_t = \sqrt{\sigma_t} \varepsilon_t \quad \varepsilon_t | I_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (9)$$

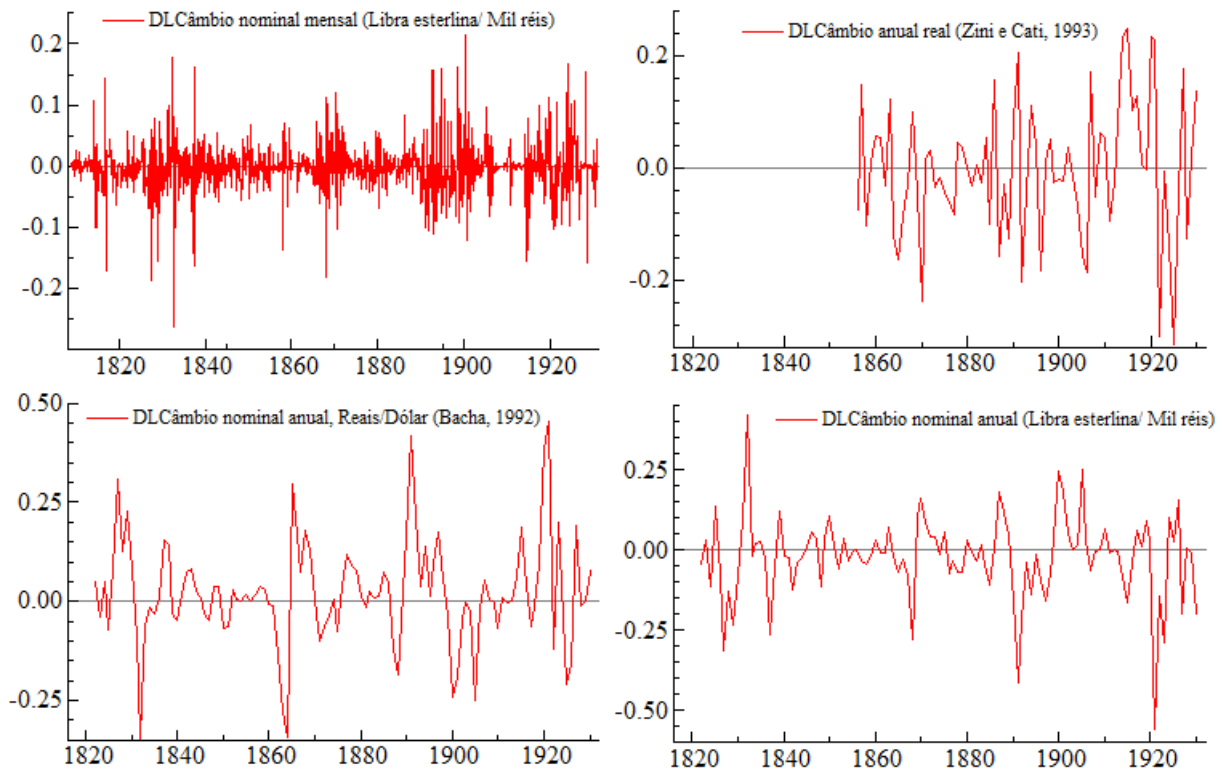
$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i r_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^v \beta_j \sigma_{t-1}^2,$$

em que $r_t = \log\left(\frac{e_t}{e_{t-1}}\right)$ indica o retorno da taxa de câmbio, ε_t é um processo estocástico que está condicionado ao conjunto de informação em t (I_t) e segue uma distribuição normal com média zero e variância σ_t^2 , que é a variância condicional do modelo com: $\omega > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, \dots, q-1$, $\beta_j \geq 0$, $j = 1, \dots, v-1$, $\alpha_q > 0$, $\beta_v > 0$, $\sum_{i=1}^m (\alpha_i + \beta_i) < 1$, $m = \max(q, v)$. Os coeficientes positivos fornecem uma condição suficiente para que σ_t seja positivo.

Dentre os modelos ARCH generalizados, um bastante utilizado é o GARCH (1,1) que representará, neste artigo, a variância condicional do crescimento da taxa de câmbio, podendo ser expresso como:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (10)$$

Figura 2 – Retornos das taxas de câmbio.



Fonte: IBGE, Jornal do Comércio, Retrospecto Comercial, vários números. Almanak Laemmert, Relatório da Comissão de Inquérito, nomeada por aviso do Ministério da Fazenda de 10 de outubro de 1859, s.d. Complementado por informações de Cavalcanti, A. (1983). O Meio Circulante Nacional (1808-1835), série disponível em [IpeaData](#), [Bacha \(1992\)](#), [Zini and Cati \(1993\)](#).

onde ω , α_1 e β_2 são, respectivamente, a constante da variância condicional e os parâmetros ARCH e GARCH, tais que $0 < \alpha_1$, $\beta_1 < 1$, $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. Note que $\alpha_1 + \beta_1$, soma dos coeficientes dos dois últimos parâmetros, fornece uma ideia do comportamento geral da tendência da variância condicional, indicando se a persistência deste processo é alta ou baixa. Dada a questão investigada neste trabalho, é importante incluir um regressor exógeno na equação da variância, pois isto permitirá avaliar os impactos das mudanças no câmbio sobre sua volatilidade. Para isso, usaremos a seguinte forma expandida da relação (10):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \delta e_t, \quad (11)$$

em que $0 < \beta_1 < 1$ e δ é o coeficiente da taxa de câmbio, considerada uma variável explicativa exógena.

Esses modelos serão aplicados com o objetivo de estimar a variância condicional da taxa de câmbio que será, nesse caso, uma estimativa da volatilidade da taxa de câmbio ao longo do tempo – ou, em outros termos, uma estimativa da incerteza cambial.

3.2 Dados

Para as estimativas dos modelos foram utilizadas quatro séries históricas para a taxa de câmbio brasileira no período de 1808 a 1930. Essas séries históricas podem ser visualizadas na figura 1. Foram empregados dados nas frequências mensal e anual para a taxa de câmbio brasileira e também séries nominais e real. Os dados mensais estão disponíveis no IpeaData. Estes dados mostram a taxa de câmbio como a razão entre libra esterlina e mil réis. Sob esta mesma razão entre moedas há também uma série anual disponível no [IpeaData](#)²¹.

Utilizamos também mais duas séries anuais. Uma taxa real elaborada por [Zini and Cati \(1993\)](#) para o período de 1855 até 1930 que considera uma taxa nominal na razão entre réis e libra, um índice de custo de vida para o Brasil e um índice de preço por atacado da Grã-Bretanha. E outra taxa nominal, com a razão entre reais e dólar, disponível em [Bacha \(1992\)](#) para o período 1821–1930.

3.3 Resultados

As especificações seguem processos auto-regressivos de médias móveis combinados com modelos auto-regressivos de heterocedasticidade condicional generalizados, denominados genericamente por ARMA (p, q) - GARCH (q, v). A identificação dos modelos que procura ajustar as estruturas ARMA para remover a correlação serial (se verificada) baseou-se nas estatísticas Q.

As especificações selecionadas para modelar a taxa de câmbio foram: um ARMA (3,0) - GARCH (1,1) para a taxa de câmbio nominal mensal (libra esterlina em relação ao mil réis); um ARMA (0,0) - GARCH (1,1) para a taxa de câmbio nominal anual (libra esterlina em relação ao mil réis); um ARMA (2,0) - GARCH (1,1) para a taxa de câmbio nominal anual (reais em relação ao dólar) e um ARMA (0,0) - GARCH (1,1) para a taxa de câmbio real anual (libra esterlina em relação ao mil réis).

A tabela (3) apresenta os resultados obtidos para as estimações. O parâmetro estimado para o coeficiente da variável exógena na equação da variância é importante, pois avalia a contribuição explicativa de tal variável para a dinâmica da volatilidade cambial. De forma geral, esse coeficiente apresentou sinal negativo e foi significativo. Isso indica que uma redução da taxa de câmbio, ou seja, uma depreciação cambial, contribui para a elevação da volatilidade cambial. Nos casos em que a taxa de câmbio está definida tal que seu aumento significa uma depreciação, o sinal obtido foi positivo. Assim, a evidência empírica parece sugerir uma relação na qual a depreciação cambial contribui para uma maior volatilidade cambial.

²¹ Acesso em março de 2017.

Tabela 3 – Resultados: Modelos ARMA (p,q)-GARCH (q,v) para a taxa de câmbio (Brasil, 1808-1930)

Especificações												
Parâmetro	Série mensal						Séries anuais					
	ARMA (3, 0)-GARCH (1, 1)			ARMA (0, 0)-GARCH (1, 1)_ipea			ARMA (2,0)-GARCH (1,1)_Bacha1			ARMA (0,0)-GARCH (1,1)_Zini2		
	Coefficiente	Erro padrão	P-valor	Coefficiente	Erro padrão	P-valor	Coefficiente	Erro padrão	P-valor	Coefficiente	Erro padrão	P-valor
Equação da tx de câmbio												
Intercepto	-0,00011	0,00035	0,75500	-0,016527	0,0136	0,2293	0,011325	0,0090746	0,2149	-0,008573	0,0099751	0,393
<i>e</i> (-1)	0,209586	0,04137	0,00000				0,601061	0,10524	0,0000			
<i>e</i> (-2)	-0,074777	0,03391	0,02760				-0,293747	0,1062	0,0067			
<i>e</i> (-3)	-0,061851	0,03458	0,07390									
Equação da variância												
Intercepto	3,057955	0,20792	0,00000	0,011931	0,0063	0,0616	-0,000043	0,001138	0,9697	-0,001021	0,0075822	0,8933
ARCH (1)	0,383439	0,08709	0,00000	0,323966	0,45758	0,4805	0,4758	0,16037	0,0037	0,377385	0,21695	0,0863
GARCH(1)	0,596399	0,06015	0,00000	0,645855	0,17055	0,0003	0,476461	0,13498	0,0006	0,534183	0,16261	0,0016
<i>e</i>	-0,000061	0,00000	0,00000	-0,003263	0,0016	0,0513	0,002332	0,001083	0,0337	0,000658	0,0013083	0,6167
Diagnósticos												
No parâmetros		8			5			7			5	
No observações		1467			109			109			75	
AIC		-4,1965			-1,2433			-1,5641			-1,3826	
SBC		-4,1677			-1,1198			-1,3912			-1,2281	
LM (1)		0,72441 (0,4848)			0,27985 (0,7565)			0,087358 (0,9164)			0,38415 (0,6825)	
Q (5)/P-valor		13,1999 (0,0013604)			14,2278 (0,01422)			1,44324 (0,6954314)			1,92900 (0,8588792)	
Q (10)/P-valor		21,2273 (0,0034479)			18,6546 (0,04487)			4,36597 (0,8226879)			10,4050 (0,4057110)	
Q2 (5)/P-valor		1,58905 (0,6618745)			3,35989 (0,3393)			3,30133 (0,3474573)			9,47009 (0,0236517)	
Q2 (10)/P-valor		2,33634 (0,9689265)			4,64174 (0,7950)			8,20020 (0,4141627)			11,3995 (0,1800755)	

Obs.: *e* é o log retorno da taxa de câmbio. Q(k) e Q2(k) são as estatísticas Box-Pierce para os resíduos em nível e para os resíduos ao quadrado, respectivamente. AIC é o critério Akaike e SBC o critério de Schwarz. LM1 é o teste ARCH LM Chi-quadrado (1). 1. Para o período 1821–1930, 2. Para o período 1855–1930.

Como, no geral, os coeficientes ARCH (1) obtidos estão próximos de 0,40, isso indica que a volatilidade reage aos movimentos de mercado. Isso quer dizer que ela tende a responder a choques de modo relativamente rápido. Os coeficientes GARCH (1) não tenderam a ser muito elevados, sugerindo que os choques não se dissipam rapidamente ao longo do tempo.

Já a soma desses dois coeficientes indicou de forma consistente um valor menor do que 1, o que é compatível com uma variância condicional estacionária. Esse valor ficou próximo a 0,95, sugerindo que os choques apresentam efeitos com certa persistência na dinâmica da volatilidade da taxa de câmbio. Assim, podemos dizer que há evidência de que os choques têm impactos sobre a volatilidade cambial mas estes, embora durem um período de tempo, não são demasiadamente persistentes.

Os resultados obtidos para a estatística Ljung-Box (estatística Q), a qual avalia a adequabilidade dos modelos estimados tanto para a média condicional quanto para a variância condicional, indicam que os resíduos padronizados e os quadrados dos resíduos não apresentam correlação serial. Portanto, os modelos ajustados para a taxa de câmbio na frequência anual apresentam validade tanto para a média quanto para a variância condicional. Já para o modelo estimado na frequência mensal, as estatísticas Q sugerem que a variância condicional está adequada, apesar da média parecer indicar um resultado em direção oposta.

O teste de Multiplicadores de Lagrange (ARCH LM), também aplicado aos modelos estimados, procura confirmar a ausência de heterocedasticidade condicional nos resíduos. Os resultados obtidos também mostram que os modelos foram estimados de forma adequada, ou seja, sugerem que não existe heterocedasticidade condicional nos resíduos.

4 Conclusão

Tendo em vista que a taxa de câmbio é o principal preço em economias abertas, especialmente no caso das agrário-exportadoras, um entendimento profundo de seu comportamento é fundamental. Além disso, uma vez que tais economias são afetadas de forma particularmente severa por choques externos e seus efeitos sobre o valor relativo das moedas nacionais, o estudo da relação depreciação-incerteza ganha uma importância ainda maior e se configura como um relevante tópico de pesquisa²².

Partindo de resultados teóricos e utilizando dados da economia brasileira ainda pouco explorados, nosso artigo apresenta evidência empírica de que uma maior variabilidade cambial estava associada a um enfraquecimento da moeda nacional no Brasil do período 1808-1930. Os resultados são robustos a diferentes especificações do modelo econométrico bem como ao uso de distintas séries de câmbio e preços. Além disso, a evidência sugere que os ajustes do câmbio a choques externos eram relativamente rápidos, como esperado para pequenas economias abertas.

Essas conclusões são consistentes com as características da economia e da política monetária brasileira no período. A preocupação com o descolamento do mil-réis em relação à libra esterlina permeava as discussões e decisões político-econômicas, com as maiores desvalorizações normalmente ocorrendo em períodos de mais incerteza institucional e externa e em momentos de troca de ministros, no âmbito das disputas internas entre metalistas e papelistas. Essas particularidades do país também dão suporte ao modelo teórico apresentado na seção 2, em que a incerteza política é

²² Para discussões sobre os efeitos negativos de choques externos sobre economias menos desenvolvidas, ver [Calvo \(2005\)](#) e [Ghosh, Ostry and Chamon \(2015\)](#).

fator fundamental para a relação depreciação-volatilidade.

O artigo traz contribuições para o importante debate historiográfico sobre o uso intencional da taxa de câmbio para favorecer os exportadores, o grupo econômico de maior poder no período sob estudo. Tanto o modelo teórico quanto os resultados empíricos suportam a posição de Fritsch (1985), para quem as depreciações cambiais não resultavam de pressões por parte de grupos econômicos específicos. Essa visão sobre a política econômica no primeiro século da história do Brasil independente emergiu em um momento em que, por décadas, fora consensual na historiografia econômica a tese de que os diferentes governos procuraram beneficiar de maneira deliberada os exportadores, sobretudo os cafeicultores durante a República Velha. Com as conclusões de nosso estudo, se fortalece a visão de que as desvalorizações resultavam de fatores estranhos ao desejo e além do controle dos governos brasileiros, alimentando a volatilidade cambial e a incerteza macroeconômica.

Acreditamos que este artigo seja o primeiro esforço de mapear e analisar empiricamente a relação desvalorização-volatilidade-incerteza. Seria interessante desenvolver futuros trabalhos que investiguem tal dinâmica em outros períodos e economias, com ênfase nos países emergentes e em desenvolvimento.

Referências

- ASSO, P. F.; KAHN, G. A.; LEESON, R. *The Taylor rule and the practice of central banking*. Federal Reserve Bank of Kansas City, 2010. Research Working Paper, RWP 10-05.
- BACHA, E. 150 anos de café. In: GREENHILL, R.; BACHA, E. (Ed.). *Marcellino Martins & E. Johnston - 150 Anos de Café*. São Paulo: Imprinta gráfica e editora, 1992.
- BALL, L. Why does high inflation raise inflation uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, v. 29, n. 3, p. 371–388, June 1992.
- BENES, J. et al. Modeling Sterilized Interventions and Balance Sheet Effects of Monetary Policy in a New-Keynesian Framework. *Open Economies Review*, v. 26, n. 1, p. 81–108, February 2015.
- BLANCHARD, O.; ADLER, G.; FILHO, I. de C. *Can Foreign Exchange Intervention Stem Exchange Rate Pressures from Global Capital Flow Shocks?* National Bureau of Economic Research, Inc, 2015. NBER Working Paper n. 21427.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autorregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 31, p. 303–327, 1986.
- BUESCU, M. A Inflação Brasileira de 1850 a 1870: Monetarismo e Estruturalismo. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 26, n. 4, p. 125–147, 1972.
- CALVO, G. A. *Crises in Emerging Market Economies: A Global Perspective*. NBER Working Papers. National Bureau of Economic Research, Inc, 2005.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of Floating. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 2, p. 379–408, 2002.

- CAVALCANTI, A. *O meio circulante nacional: resenha e compilação chronologica de legislação e de factos*. Rio de Janeiro: Imprensa Nacional, 1893. v. 1. Disponível em: <http://www2.senado.leg.br/bdsf/item/id/179453>.
- CAVALCANTI, A. *O meio circulante nacional: resenha e compilação chronologica de legislação e de factos*. Rio de Janeiro: Impr. Nacional, 1893. v. 2. Disponível em: <http://www2.senado.leg.br/bdsf/item/id/179453>.
- CONRAD, C.; KARANASOS, M. On the inflation-uncertainty hypothesis in the USA, Japan and the UK: a dual long memory approach. *Japan and the World Economy*, v. 17, n. 3, p. 327–343, August 2005.
- DAVIS, J. S.; FUJIWARA, I. *Pegging the exchange rate to gain monetary policy credibility*. Federal Reserve Bank of Dallas, 2015. Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper n. 224.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, p. 987–1007, 1982.
- FOUNTAS, S. The relationship between inflation and inflation uncertainty in the UK: 1885-1998. *Economics Letters*, v. 74, n. 1, p. 77–83, December 2001.
- FRANCO, G. A primeira década republicana. In: ABREU, M. P. (Ed.). *A Ordem do Progresso: cem anos de política econômica republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro: Campus, 1990.
- FRIEDMAN, M. Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 451–72, June 1977.
- FRITSCH, W. Sobre as interpretações tradicionais da lógica da política econômica na primeira república. *Estudos Econômicos (IPE-USP)*, v. 15, n. 2, p. 339–346, 1985.
- FRITSCH, W. Apogeu e crise na primeira república, 1900-1930. In: ABREU, M. P. (Ed.). *A Ordem do Progresso: cem anos de política econômica republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro: Campus, 1990.
- FURTADO, C. *Formação Econômica do Brasil*. 2^o. ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 2007. [1959].
- GERAATS, P. M. Trends in Monetary Policy Transparency. *International Finance*, v. 12, n. 2, p. 235–268, Summer 2009.
- GHOSH, A. R.; OSTRY, J. D.; CHAMON, M. Two targets, two instruments: Monetary and exchange rate policies in emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, v. 60, 2015.
- GOODFRIEND, M. Interest on reserves and monetary policy. *Economic Policy Review*, n. May, p. 77–84, 2002.
- HWANG, Y. Relationship between inflation rate and inflation uncertainty. *Economics Letters*, v. 73, n. 2, p. 179–186, November 2001.
- IMF. Foreign exchange market intervention: How good a defense against appreciation winds? In: _____. *Regional Economic Outlook: Western Hemisphere*. Washington, D.C.: International Monetary Fund, Washington, 2011.
- IMF. *Evolving Monetary Policy Frameworks in Low-Income and Other Developing Countries*. International Monetary Fund: Washington, D.C., 2015. IMF Policy Paper.
- IPEADATA: Dados econômicos e financeiros do brasil - séries históricas e contas nacionais. Available at: <http://ipeadata.gov.br>. Access in: março de 2017.

- IUDÍCIBUS, S.; Ricardino Filho, A. A. A primeira lei das sociedades anônimas no Brasil: lei n. 1.083 – 22 de agosto de 1860. *Revista Contabilidade & Finanças*, Scielo, v. 13, p. 7 – 25, 08 2002.
- JIANG, D. Inflation and inflation uncertainty in China. *Applied Economics*, v. 48, n. 41, p. 3935–3943, 2016.
- KONTONIKAS, A. Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling. *Economic Modelling*, v. 21, n. 3, p. 525–543, May 2004.
- MUSSA, M. Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: Evidence and implications. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, n. 1, p. 117–214, January 1986.
- NASR, A. B. et al. Causality between inflation and inflation uncertainty in South Africa: Evidence from a Markov-switching vector autoregressive model. *Emerging Markets Review*, v. 24, n. C, p. 46–68, 2015.
- NEUHAUS, P. A Inflação Brasileira em Perspectiva Histórica. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 2, p. 293–315, 1978.
- PAEZ-FARRELL, J. *Taylor rules, fear of floating and the role of the exchange rate in monetary policy: a case of observational equivalence*. Department of Economics, Loughborough University, 2012. Discussion Paper Series, n. 2012-07.
- PELÁEZ, C.; SUZIGAN, W. *História monetária do Brasil: análise da política, comportamento e instituições monetárias*. 2^o. ed. Brasília: UnB, 1981.
- PIRES, O. C. *Moeda e desenvolvimento no Brasil, na passagem para o Século XX*. Dissertação de Mestrado, Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia, 2009.
- RIO, J. do. *A moeda brasileira e seu perene caráter fiduciário*. Rio de Janeiro: J. Olympio, 1946.
- TAMAYO, C. E. *Credibility Costs of Exchange Rate Management in the Adoption of Inflation Targeting: a Historical Perspective from Latin America*. Department of Economics, Rutgers University, 2014. Working Paper.
- THORNTON, J. Inflation and inflation uncertainty in Argentina, 1810-2005. *Economics Letters*, v. 98, n. 3, p. 247–252, March 2008.
- ZINI, A. A. J.; CATI, R. C. Cointegração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, p. 349–374, 1993.

APÊNDICE A – Equilíbrio proposto

Neste apêndice mostramos que, sob certas condições suficientes, a tabela 2 define estratégias de equilíbrio para os dois tipos de autoridade monetária.

Tipo C: como η_t tem média zero, $\Delta e^M = 0$ minimiza a esperança de Z_C (ver equação 6). Assim, o tipo C não tem motivos para se desviar da estratégia descrita na tabela 2. Além disso, como seu comportamento não afeta o futuro, a estratégia ótima é minimizar a perda corrente (uma vez que Δe^e é sempre igual a zero quanto C está no poder).

Tipo L: precisamos determinar se L tem incentivos para se desviar do comportamento proposto na tabela 2, o que envolve três etapas:

- (a) determinar suas perdas esperadas quando age da forma descrita na tabela
- (b) encontrar condições que definam $\Delta\bar{e}$ e Δe^+
- (c) derivar condições para que a tabela 2 seja um equilíbrio.

(a) *Perdas esperadas de L:*

- Passo I: das equações 3 e 7 podemos escrever:

$$\begin{aligned} E_{t-1}[Z_L(\Delta e_t^e, \Delta e_t)] &= Z_L^e(\Delta e_t^e, \Delta e_t^M) \\ &= E_{t-1} \{ (a\delta^2 + b)(\Delta e_t^M + \eta_t)^2 + [\gamma\delta(\Delta e_t^M - \Delta e_t^e + \eta_t) - 1]^2 \}. \end{aligned}$$

Resolvendo a esperança e simplificando, temos a perda esperada de L:

$$Z_L^e(\Delta e_t^e, \Delta e_t^M) = Z_L(\Delta e_t^e, \Delta e_t^M) + [(a + \gamma^2)\delta^2 + b]\sigma_\eta^2, \quad (12)$$

onde $Z_L(\Delta e_t^e, \Delta e_t^M)$ é a perda do tipo L se a depreciação efetiva for igual à meta.

- Passo II: determinar valor das perdas de L quando ele age da forma proposta na tabela.

Assumindo que em $t - 1$ o tipo L está no poder e ainda não se sabe quem terá o cargo em t , dois estados são possíveis:

- (1) $\Delta e^e = 0 \Rightarrow$ valor presente da perda $= V^o$
- (2) $\Delta e^e = (1 - c)\Delta e^+ \Rightarrow$ valor presente $= V^+$

Para simplificar a notação, façamos: $\Delta\hat{e} \equiv (1 - c)\Delta e^+$.

A diferença entre as perdas nos dois estados é $V^+ - V^o =$ diferença entre as perdas correntes + diferença entre o valor presente das perdas futuras:

$$\begin{aligned} V^+ - V^o &= \underbrace{[cZ^e(\Delta\hat{e}, 0) + (1 - c)Z^e(\Delta\hat{e}, \Delta e^+)]}_A - \underbrace{Z^e(0, 0)}_B \\ &\quad + \underbrace{(1 - c)}_C \underbrace{[F(\Delta\bar{e}) - F(\Delta\bar{e} - \Delta e^+)]}_D \underbrace{\beta(V^+ - V^o)}_E, \end{aligned} \quad (13)$$

em que:

- $F(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada de η_t
- β é o fator de desconto
- A = perda corrente se $\Delta e^e = \Delta\hat{e}$
- B = perda corrente se $\Delta e^e = 0$
- C = probabilidade de que L esteja no poder
- D = probabilidade do aumento na perda futura
- E = aumento na perda futura decorrente de $\Delta e > \Delta\bar{e}$.

Explicando “D”: o termo “D” representa a probabilidade do aumento na perda futura, o que acontece quando a depreciação é alta, levando a uma elevação das expectativas. A probabilidade disto acontecer é igual à probabilidade de uma depreciação alta quando a meta é alta menos a probabilidade de uma depreciação alta quando a meta é baixa, o que é igual a:

$$[1 - F(\Delta\bar{e} - \Delta e^+)] - [1 - F(\Delta\bar{e})] = F(\Delta\bar{e}) - F(\Delta\bar{e} - \Delta e^+), \text{ pois:}$$

→ Se $\Delta e^e = 0$ e $\Delta e^M = 0 \Rightarrow \Delta e_t > \Delta\bar{e} \Leftrightarrow \eta_t > \Delta\bar{e}$, o que ocorre com probabilidade $1 - F(\Delta\bar{e})$

→ Se $\Delta e^e = \Delta\hat{e}$ e $\Delta e^M = \Delta e^+ \Rightarrow \Delta e_t > \Delta\bar{e} \Leftrightarrow \Delta e^+ + \eta_t > \Delta\bar{e}$, o que ocorre com probabilidade $1 - F(\Delta\bar{e} - \Delta e^+)$.

Resolvendo (13) para $V^+ - V^o$ resulta em:

$$V^+ - V^o = \frac{[Z^e(\Delta\hat{e}, \Delta e^+) - Z^e(0, 0)] + c [Z^e(\Delta\hat{e}, 0) - Z^e(\Delta\hat{e}, \Delta e^+)]}{1 - \{\beta(1 - c)[F(\Delta\bar{e}) - F(\Delta\bar{e} - \Delta e^+)]\}} \quad (14)$$

(b) Condições que definem $\Delta\bar{e}$ e Δe^+ :

A autoridade monetária tem como objetivo minimizar, a cada período:

$$\min_{\Delta e^M} \{Z^e(\Delta e^e, \Delta e^M) + \beta[1 - F(\Delta\hat{e} - \Delta e^M)](V^+ - V^o)\}. \quad (15)$$

No segundo termo, entre colchetes, temos a probabilidade de que $\Delta e > \Delta\bar{e}$, que é equivalente a: $\Delta e = \Delta e^M + \eta > \Delta\bar{e} \Rightarrow \eta > \Delta\bar{e} - \Delta e^M$, cuja probabilidade é justamente $[1 - F(\Delta\hat{e} - \Delta e^M)]$.

As condições que definem a taxa gatilho $\Delta\bar{e}$ e o valor máximo da meta Δe^+ são obtidas a partir da condição de primeira ordem do problema da autoridade monetária. De (7), (12) e (15):

$$\min_{\Delta e^M} \left\{ (a\delta^2 + b)(\Delta e^M)^2 + [\gamma\delta(\Delta e^M - \Delta e^e) - 1]^2 + [(a + \gamma^2)\delta^2 + b]\sigma_\eta^2 + \beta[1 - F(\Delta\hat{e} - \Delta e^M)](V^+ - V^o) \right\}.$$

Derivando em relação à meta, obtemos a condição de primeira ordem:

$$2(a\delta^2 + b)\Delta e^M + 2\gamma\delta[\gamma\delta(\Delta e^M - \Delta e^e) - 1] + \beta f(\Delta\bar{e} - \Delta e^M)(V^+ - V^o) = 0. \quad (16)$$

A partir desta expressão obtemos as seguintes relações:

$$\rightarrow \text{fazendo } \Delta e^M = 0 \text{ quando } \Delta e^e = 0: \beta f(\Delta\bar{e})(V^+ - V^o) = 2\gamma\delta \quad (17)$$

$$\rightarrow \text{fazendo } \Delta e^M = \Delta e^+ \text{ quando } \Delta e^e = (1 - c)\Delta e^+: \quad (18)$$

$$2[(a + c\gamma^2)\delta^2 + b]\Delta e^+ + \beta f(\Delta\bar{e} - \Delta e^+)(V^+ - V^o) = 2\gamma\delta$$

Note que:

1. A expressão (18) implica: $2[(a + c\gamma^2)\delta^2 + b]\Delta e^+ - 2\gamma\delta < 0$, uma vez que:

$$\beta f(\Delta\bar{e} - \Delta e^+)(V^+ - V^o) > 0.$$

$$\text{Portanto: } \Delta e^+ < \frac{\gamma\delta}{(a + c\gamma^2)\delta^2 + b}. \quad (19)$$

2. Subtraindo (18) de (17):

$$-2[(a+c\gamma^2)\delta^2+b]\Delta e^+ + \beta[f(\Delta\bar{e}) - f(\Delta\bar{e} - \Delta e^+)](V^+ - V^o) = 0.$$

Como o primeiro termo é negativo, o segundo precisa ser positivo, o que requer:

$$f(\Delta\bar{e}) > f(\Delta\bar{e} - \Delta e^+).$$

Dado que η_t é normalmente distribuído, concluímos que:

$$\Delta\bar{e} - \Delta e^+ < 0 \Rightarrow \Delta\bar{e} < -(\Delta\bar{e} - \Delta e^+) \Rightarrow \Delta e^+ > 2\Delta\bar{e}. \quad (20)$$

3. Como $\Delta e^+ > 2\Delta\bar{e}$, aumentos na depreciação esperada ($\uparrow \Delta e^e$) quando a meta é igual a zero ($\Delta e^M = 0$) são mais prováveis do que reduções em Δe^e quando $\Delta e^M = \Delta e^+$.

(c) *Condições para o equilíbrio proposto:*

Seguindo a estratégia de Ball, as condições suficientes para o equilíbrio proposto são derivadas abaixo em dois passos: (1) condições para que a tabela 2 seja um equilíbrio quando $\sigma_\eta^2 \rightarrow 0$; (2) generalização para $\sigma_\eta^2 > 0$:

1.) $\sigma_\eta^2 \rightarrow 0$: nesse caso, $\Delta e \rightarrow \Delta e^M$ e, portanto, os agentes entendem (corretamente) que $\Delta e \gg 0$ é muito provavelmente resultado de $\Delta e^M \gg 0$ (e não de erros de controle). Assim: $\Delta\bar{e} \rightarrow 0$ e $F(\Delta\bar{e}) \rightarrow 1$. Além disso, uma vez que $\Delta e^+ \gg \Delta\bar{e}$, $F(\Delta\bar{e} - \Delta e^+) \rightarrow 0$. De (17), sabemos que $f(\Delta\bar{e})$ se mantém positivo e, de (18), concluímos que $\Delta e^+ \rightarrow \frac{\gamma\delta}{(a+c\gamma^2)\delta^2+b}$. Quanto à diferença entre as perdas nos dois estados, temos:

$$V^+ - V^o = \frac{(1-c)\gamma^2\delta^2}{[1-(1-c)\beta][b+(a+c\gamma^2)\delta^2]}$$

Por fim, a expressão para a perda da autoridade monetária (ver eq. 15) tende a:

$$\begin{cases} Z^e(\Delta e^e, \Delta e^M), & \text{para } \Delta e^M \leq 0 \text{ (porque } F(\Delta\bar{e}) \rightarrow 1) \\ Z^e(\Delta e^e, \Delta e^M) + \beta(V^+ - V^o), & \text{para } \Delta e^M > 0 \text{ (porque } F(\Delta\bar{e} - \Delta e^M) \rightarrow 0). \end{cases} \quad (21)$$

A partir dos resultados acima, derivamos duas (de um total de três) condições suficientes para que a tabela 2 seja um equilíbrio. Em primeiro lugar, lembramos que, para que isso ocorra, é necessário que as perdas do tipo L sejam minimizadas por: $\Delta e^M = 0$ quando $\Delta e^e = 0$, e por $\Delta e^M = \Delta e^+$ quando $\Delta e^e = \Delta\hat{e}$. Pela construção de $\Delta\bar{e}$ e Δe^+ , sabemos que mínimos locais efetivamente ocorrem nestes pontos. Resta, portanto, provar que eles são também mínimos globais:

• Quando $\Delta e^e = 0$, há um outro mínimo em: $\Delta e^M = \frac{1}{(a\delta+\gamma)\delta+b}$. Para que (21) tenha seu valor mínimo em $\Delta e^M = 0$ é preciso que:

$$\begin{aligned} & Z^e\left(0, \frac{1}{(a\delta+\gamma)\delta+b}\right) + \beta(V^+ - V^o) > Z^e(0,0) = 1 \\ & \frac{(a\delta^2+b)(a\delta^2+b+1)}{[\delta(a\delta+\gamma)+b]^2} + \frac{\beta(1-c)\gamma^2\delta^2}{[1-\beta(1-c)][\delta^2(a+c\gamma^2)+b]} > 1. \end{aligned}$$

Nosso próximo passo é encontrar uma condição suficiente que garanta que a desigualdade acima se verifique. Como a expressão é não linear nos diversos parâmetros, apenas soluções numéricas são possíveis. Porém, para o caso particular em que $\gamma = \delta = 1$, podemos derivar a seguinte condição suficiente:

$$0 < (a + b) < \frac{(1 - c^2)\beta - c}{1 - 2(1 - c)\beta}. \quad (22)$$

Ou seja: para $\gamma = \delta = 1$, se (22) é verdadeiro, então $\Delta e^M = 0$ minimiza a perda da autoridade monetária L quando $\Delta e^e = 0$.

- Quando $\Delta e^e = \Delta \hat{e}$, (21) tem um mínimo em $\Delta e^M = 0$ e em $\Delta e^M = \Delta e^+$. Se L tem como meta desvalorização nula, sua perda é:

$$Z^e(\Delta \hat{e}, 0) = (-\gamma\delta\Delta \hat{e} - 1)^2 = \left[\frac{(1 - c)(\gamma\delta)^2}{(a + c\gamma^2)\delta^2 + b} + 1 \right]^2 \quad (23)$$

E quando a meta é $\Delta e^M = \Delta e^+$, as perdas são:

$$Z^e(\Delta \hat{e}, \Delta e^+) + \beta(V^+ - V^o) = (a\delta^2 + b)(\Delta e^+)^2 + [c\gamma\delta\Delta e^+ - 1]^2 + \beta(V^+ - V^o) \quad (24)$$

Para que $\Delta e^M = \Delta e^+$ minimize as perdas quando $\Delta e^e = \Delta \hat{e}$, é necessário que (24) < (23). Impondo essa condição e simplificando, obtemos nossa segunda condição suficiente:

$$0 < c < 1 - \frac{1}{2\beta}. \quad (25)$$

2.) $\sigma_\eta^2 > 0$:

Sob as condições derivadas acima, sabemos que a autoridade monetária L se comporta como proposto na tabela 2 quando $\sigma_\eta^2 \rightarrow 0$. Sabemos também que o modelo não possui quebras de continuidade em σ_η^2 . Logo, existe pelo menos um intervalo com variância positiva em que o comportamento proposto é um equilíbrio. No entanto, a variância não pode ser muito grande, pois nesse caso não há solução possível para a condição de primeira ordem (17). Ou seja: nossa terceira condição suficiente é que $\sigma_\eta^2 < \hat{\sigma}$ (para um valor positivo finito $\hat{\sigma}$).

Portanto, a tabela (2) é um equilíbrio sob as duas condições suficientes para a , b e c (eqs. 22 e 25), desde que a a variância σ_η^2 tenha um limite superior (o qual depende da parametrização do modelo). ■

APÊNDICE B – Desvalorização esperada e incerteza

A segunda igualdade em (8) decorre de:

$$Var_{t-1}(\Delta e_t) = E_{t-1}(\Delta e_t - \Delta e_t^e)^2 = E_{t-1}(\Delta e_t^M - \Delta e_t^e)^2 + E_{t-1}(\eta_t)^2 = Var_{t-1}(\Delta e_t^M) + \sigma_\eta^2,$$

pois:

- quando $\Delta e_t^e = 0$, temos $\Delta e_t^M = 0$ e, portanto, $Var_{t-1}(\Delta e_t) = 0$;
- quando $\Delta e_t^e = (1 - c)\Delta e^+$, temos $\Delta e_t^M = 0$ ou $\Delta e_t^M = \Delta e^+$.

Portanto:

$$Var_{t-1}(\Delta e_t^M) = c[0 - (1 - c)\Delta e^+]^2 + (1 - c)[\Delta e^+ - (1 - c)\Delta e^+]^2 = c(1 - c)(\Delta e^+)^2.$$