

CHOQUES MONETÁRIOS E TECNOLÓGICOS E AS FLUTUAÇÕES CÍCLICAS NA ECONOMIA BRASILEIRA

REISOLI BENDER FILHO *
WILSON DA CRUZ VIEIRA †
JOSÉ ANGELO DIVINO ‡
LUCIANO DIAS DE CARVALHO §

Resumo

Investigou-se a importância relativa dos choques tecnológicos e monetários nos ciclos de negócios da economia brasileira entre 1980 e 2009. Nesta investigação, utilizou-se o modelo money-in-the-utility function, que considera que a moeda e sua manutenção geram utilidade aos agentes econômicos. Para identificar a forma e o padrão de como os ciclos de negócios respondem aos choques, foram realizadas diversas simulações. Os resultados permitem concluir que, além dos choques tecnológicos, os choques monetários foram importantes na explicação dos ciclos de negócios da economia brasileira no período analisado, embora o efeito sobre a volatilidade das variáveis reais tenha sido pequeno.

Palavras-chave: Ciclos de negócios; Choque monetários e tecnológicos; Economia brasileira.

Abstract

We investigated the relative importance of technological and monetary shocks for the business cycles in the Brazilian economy between 1980 and 2009. In this investigation, we used the model money-in-the-utility function, which considers that holding money generates utility to the economic agents. Several simulations were performed to identify how the business cycles respond to shocks. The results indicate that, in addition to technological shocks, monetary shocks are important in explaining business cycles in the Brazilian economy during the analyzed period. Their effects on the volatility of real variables, however, were small.

Keywords: Business cycles; Monetary and technological shocks; Brazilian economy.

JEL classification: E32, C61, C32

* Universidade Federal de Santa Maria. E-mail: reisolibender@yahoo.com.br

† Universidade Federal de Viçosa. E-mail: wvieira@ufv.br

‡ Universidade Católica de Brasília. E-mail: jangelo@ucb.br

§ Universidade Federal de Viçosa. E-mail: lucianodc@gmail.com

1 Introdução

As instabilidades no crescimento econômico caracterizaram as economias em desenvolvimento ao longo das últimas décadas, caso da economia brasileira. A transição de um período de crescimento elevado e acelerado, como verificado nas décadas de 1960 e 1970, para um crescimento praticamente nulo, em termos *per capita*, associado a gradativos desequilíbrios fiscais e a um processo inflacionário crônico, conjuntura da década de 1980 e parte da de 1990, foi uma das mais bruscas mudanças na trajetória de crescimento da economia brasileira.

As flutuações que marcaram o crescimento econômico brasileiro ao longo dessas décadas podem ser atribuídas, em sua grande maioria, aos sucessivos choques externos e internos. Se, de um lado, os choques nos preços do petróleo, na taxa nominal de juros internacional (crise da dívida externa), no preço internacional das commodities e na oferta agrícola deram início ao período de menor crescimento econômico brasileiro em sua fase de industrialização, por outro, os desequilíbrios foram agravados pelas incertezas quanto à condução da política monetária associada aos consecutivos planos de estabilização.

Não obstante, nos anos seguintes, a contenção do processo inflacionário e a estabilização do nível de preços foram os principais fatos da economia brasileira na segunda metade da década de 1990. Esse contexto determinou uma nova inversão na trajetória da taxa de crescimento econômico, com o produto agregado real retomando o crescimento, apesar de ocorrer de forma gradativa. Entretanto, as mudanças provocadas pela estabilidade econômica não foram suficientemente abrangentes e completas. Isso se evidenciou pelo ritmo de expansão da economia nos anos mais recentes, o qual se caracterizou por um processo de crescimento inerentemente irregular, em grande medida ocasionado pelos desequilíbrios e tentativas de ajustamento macroeconômico resultantes da própria política econômica adotada. Associado a isso, a incorporação de novas tecnologias e os ganhos de produtividade decorrentes contribuíram para que o produto agregado real apresentasse períodos de expansão seguidos, notadamente, por períodos de menor crescimento.

Conforme Cintra (2006), esses desequilíbrios, ainda que de natureza distinta, caracterizaram os movimentos do tipo stop and go da economia brasileira ao longo dos últimos vinte e cinco a trinta anos, com o produto agregado apresentando oscilações acentuadas em períodos curtos. Decorrente disso, a atividade econômica apresentou flutuações periódicas (Delfim Neto 2009), com as instabilidades ocorrendo repetidamente ao mesmo tempo em que suas oscilações e sua extensão ocorrem em períodos não definidos, sequência de mudanças que caracteriza a natureza recorrente e não periódica dos ciclos de negócios.

Associado a essas mudanças na economia brasileira, tanto na indústria quanto na agricultura, observou-se um processo de reestruturação e modernização tecnológica, o qual criou condições para o desenvolvimento da capacidade produtiva, num movimento de catching up tecnológico, conforme discutido por Bertolli & Medeiros (2003). Por sua vez, ao mesmo tempo em que as mudanças tecnológicas vêm sendo evidenciadas, a política econômica centrada em instrumentos, tanto monetários quanto fiscais, pode ter desempenhado um papel igualmente importante para a explicação das flutuações cíclicas, sobretudo em países em desenvolvimento, à semelhança do Brasil. Essa proposição é corroborada pelo fato de as consequências geradas por mudanças

na condução da política econômica, estarem ligadas à trajetória dinâmica da atividade econômica, de forma que se torna tarefa difícil dissociar a condução da política econômica do processo de evolução do produto agregado.

Diante deste contexto, o trabalho procurou examinar a relevância dos choques tecnológicos e monetários sobre as propriedades cíclicas da economia brasileira entre 1980 e 2009, considerando o arcabouço metodológico dos ciclos de negócios. Para atingir tal objetivo, fez-se uso de um modelo *money-in-the-utility function* (MIU), originalmente proposto por Sidrauski (1967). Este modelo assume que a moeda gera utilidade pela incorporação de saldos monetários reais na função utilidade, à medida que reduz os custos de transação dos agentes econômicos. Modelo que tem sido utilizado para estudar uma variedade de problemas associados com economias monetárias.

Os trabalhos sobre ciclos de negócios, em sua maioria, enfatizam os choques tecnológicos como a causa preponderante das flutuações cíclicas, como proposto pela *Real Business Cycle Theory* (RBC).¹ Diferentemente, este trabalho introduziu ao mesmo tempo choques tecnológicos e monetários como fonte de mudanças no comportamento dinâmico da economia em linha com os modelos da referida *Nova Síntese Neoclássica* (Goodfriend 1997). Essa classe de modelos econômicos, pautados no comportamento otimizador dos agentes racionais em um ambiente dinâmico, estocástico e de equilíbrio geral (*Dynamic Stochastic General Equilibrium* - DSGE) acrescenta características específicas, como choques monetários, à estrutura básica dos modelos RBC.

Essa abordagem se caracteriza por integrar aspectos da teoria keynesiana aos modelos de ciclos de negócios, permitindo analisar o comportamento dinâmico da economia real na presença de choques monetários, bem como as relações entre juros, moeda, inflação e os ciclos econômicos. Conforme Goodfriend (1997), a *Nova Síntese Neoclássica* envolve a aplicação sistemática de otimização temporal e expectativas racionais, possibilitando discutir decisões de preços e produto (teoria Keynesiana) e de consumo e investimento (modelos RBC). Aspectos analíticos constituem-se na principal contribuição deste trabalho, dado que os estudos com esse enfoque são, ainda, incipientes para a análise da economia brasileira.

Cabe citar que a relevância da moeda nas flutuações econômicas não é recente, haja vista que foi foco de discussões de Friedman & Schwartz (1963). Contudo, as formulações acerca de como a moeda poderia influenciar o comportamento dos ciclos de negócios foram debatidas, mais especificamente, por autores como Lucas (1972, 1975), Fischer (1977) e Taylor (1979). Porém, está em Lucas & Stokey (1983) a fundamentação teórica da introdução da moeda nos modelos-padrão de ciclos reais de negócios. Enquanto que, evidências de fatores monetários na dinâmica econômica podem ser encontradas nos trabalhos de Colley & Hansen (1989, 1995), Chari et al. (1990), Christiano & Eichenbaum (1992) e Christiano et al. (1998). Para a economia brasileira, os trabalhos são recentes, mencionando-se os de Sin & Gaglianone (2006), Silveira (2008) e Souza-Sobrinho (2010). Embora utilizem uma estrutura DSGE, não investigam a importância relativa dos choques tecnológicos e monetários para o ciclo econômico doméstico.

Com base nesses aspectos, os resultados alcançados forneceram argumentos de que tanto os choques tecnológicos quanto os monetários foram importantes na evolução dos ciclos de negócios da economia brasileira. De forma

¹Ver os trabalhos de Kydland & Prescott (1982), Long & Plosser (1983) e Hansen (1985)

que, ao considerar ambos os choques como parte da estrutura econômica, pode-se melhor identificar os efeitos da dinâmica mesma, os quais, anteriormente, eram atribuídos apenas aos choques tecnológicos, mas que são, de fato, gerados por outros tipos de distúrbios.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em mais três seções. Na segunda, são apresentados o modelo, as condições de equilíbrio, a calibração dos parâmetros e as simulações propostas, considerando choques monetários e tecnológicos. A seção três consta dos resultados das simulações dos diferentes choques, análises e discussões. E na seção quatro são delineadas as principais conclusões.

2 O modelo money-in-the-utility function (MIU)

Nessa seção é apresentado o modelo da função de utilidade com inclusão da moeda, desenvolvido por Sidrauski (1967), o qual faz parte dos modelos que incorporam moeda dentro dos modelos de equilíbrio geral, em linha com os modelos da Nova Síntese Neoclássica. Entretanto, o modelo utilizado considera que a utilidade depende das decisões relacionadas à oferta de trabalho, além do consumo e dos saldos monetários reais como proposto no modelo original, extensão necessária para estudar as flutuações dos ciclos de negócios.

2.1 População e preferências

A função de utilidade da família representativa determina um *continuum* de famílias homogêneas vivendo infinitamente num intervalo $[0,1]$, definida a seguir:

$$u(c_t, m_t, l_t) \quad (1)$$

em que c_t é o consumo *per capita*, m_t é o saldo monetário real *per capita* e l_t é o lazer. Assume-se que a função utilidade é crescente, côncava e continuamente diferenciável e satisfaz as condições: $u_c(c_t, m_t, l_t) > 0$, $u_m(c_t, m_t, l_t) > 0$ e $u_l(c_t, m_t, l_t) > 0$ e $u_{cc}(c_t, m_t, l_t) < 0$, $u_{mm}(c_t, m_t, l_t) < 0$ e $u_{ll}(c_t, m_t, l_t) < 0$.

O saldo monetário real *per capita* é definido como o fluxo de serviços gerado pela manutenção de moeda. Considerando que o fluxo de serviços é proporcional ao valor do estoque de moeda, então o m_t torna-se igual ao valor real da manutenção de moeda, determinando que $m_t = M_t/P_t N_t$, sendo M_t , a quantidade de unidades monetárias e P_t , o nível de preços com N_t normalizado para a unidade, dado que por hipótese a população cresce a uma taxa constante. O agente aloca seu tempo disponível em trabalho (h_t) e em lazer (l_t), de forma que seja normalizado à unidade: $l_t + h_t = 1 \Rightarrow h_t = 1 - l_t$.

O modelo original de Sidrauski (1967) assume que a utilidade depende apenas das decisões de consumo e da manutenção de moeda. Entretanto, nesse modelo, considera-se que a utilidade depende também das decisões relacionadas à oferta de trabalho, extensão necessária para estudar as flutuações dos ciclos de negócios, sendo as variações no emprego uma importante característica dos ciclos econômicos (Walsh 2003). Considerando que a utilidade assume a forma funcional CES (*Constant Elasticity Substitution*), pode-se reescrever a função utilidade da seguinte forma:

$$u(c_t, m_t, l_t) = \frac{C_t^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{(1-h_t)^{1-\eta}}{1-\eta} \quad (2)$$

em que C é um bem de consumo composto, Φ é o inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo (coeficiente de aversão relativa ao risco), η é o inverso da elasticidade da oferta de trabalho e Ψ é um parâmetro positivo associado à contingência do lazer, com os parâmetros seguindo as seguintes condições: $\eta, \Phi, \Psi > 0$ e $\eta, \Phi \neq 1$. Para tanto, o bem de consumo composto depende do nível de bens de consumo *per capita* (c) e do saldo monetário real *per capita* (m), e está associado à elasticidade consumo da demanda de moeda (a) e à elasticidade juros da demanda de moeda (b), como em (3):

$$C_t = \left[ac_t^{1-b} + (1-a)m_t^{1-b} \right]^{\frac{1}{1-b}}, \text{ com } 0 < a < 1, b > 0 \text{ e } b \neq 1 \quad (3)$$

As preferências na forma CES são consistentes com o crescimento no estado estacionário e, no caso limite, quando $\Phi = b = 1$, as preferências sobre consumo e saldo monetário são log-lineares, tal que: $u(c_t, m_t, l_t) = a \ln c_t + (1-a) \ln m_t + \frac{\Psi l_t^{1-\eta}}{(1-\eta)}$. Nesta situação, as trajetórias são independentes da oferta de moeda desde que a taxa marginal de substituição entre lazer e consumo seja independente do saldo monetário real.

2.2 Tecnologia

A tecnologia segue a especificação padrão dos modelos neoclássicos de equilíbrio geral dinâmico e estocástico, assumindo que a economia modelada produz um único produto, o qual é produzido usando os insumos, capital e trabalho de acordo com a função produção Cobb-Douglas, com retornos constantes à escala, assim definida:

$$y_t = f(k_t, h_t, z_t) = z_t k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (4)$$

em que k é o estoque de capital *per capita*, h é a quantidade total de horas trabalhadas, α é a parcela do capital no produto (na renda) nacional, $(1-\alpha)$ é a parcela do trabalho na renda nacional e z é um distúrbio exógeno que segue um processo de tecnologia estocástica. Assume-se que função de produção satisfaz as condições de Inada: $f_k > 0$ e $f_h > 0$ com $f_{kk} < 0$, $f_{hh} < 0$ e $f_{kh} > 0$.

A função de produção está sujeita à lei de movimento do capital determinada por:

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t \quad (5)$$

cujas restrições de possibilidade é dada por:

$$f(k_t, h_t, z_t) \geq c_t + i_t \quad (6)$$

em que δ é a taxa de depreciação com intervalo entre 0 e 1 e i é o investimento agregado.

2.3 Problema do consumidor

Definidas as formas funcionais para a função de utilidade e para a função de produção, a etapa seguinte consistiu em definir o problema de decisão das famílias e obter as condições de primeira ordem para as variáveis endógenas que são consistentes com essas condições. O agente representativo tem como objetivo maximizar a utilidade descontada condicionada às restrições, como apresentado em (7):

$$\max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{l_t^{1-\eta}}{1-\eta} \right) \right], 0 < \beta < 1 \quad (7)$$

sujeito a restrição orçamentária determinada por:

$$f(k_t, h_t, z_t) + (1 - \delta)k_{t-1} + \omega_t \geq c_t + k_t + d_t + m_t \quad (8)$$

$$\omega_t = \tau_t + \left[\frac{(1 + j_{t-1})}{(1 + \pi_t)} \right] d_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{1 + \pi_t} \quad (9)$$

em que E denota o operador de expectativa, β a taxa de desconto intertemporal com $0 < \beta < 1$, ω_t a riqueza real financeira do agente, τ a transferência real recebida do governo, d_t estoque de títulos livres de risco, j_t a taxa nominal de juros e π_t a taxa de inflação.

Sendo este um problema de otimização dinâmica, pode-se escrever o modelo como uma equação de Bellman, de forma que a função valor (V) representa o valor presente máximo da utilidade que o agente representativo das famílias pode alcançar:

$$V(\omega_t, k_{t-1}) = \max_{c_t, m_t, h_t, d_t, k_t} [u(c_t, m_t, 1 - h_t) + \beta E_t V(\omega_{t+1}, k_t)] \quad (10)$$

com a maximização sujeita à restrição orçamentária em (8) avaliada em $t + 1$; sendo ω_t , k_{t-1} e z_t as variáveis de estado e $[c_t, m_t, h_t, d_t$ e $k_t]$ as variáveis de controle. O tratamento de ω_t como variável de estado determina que a taxa de crescimento monetário é conhecida no tempo em que as famílias tomam suas decisões sobre consumo, estoque de capital, títulos e saldos monetários reais. Da mesma forma, considera-se que o distúrbio da produtividade, z_t é conhecido no início do período t .

2.4 Choques aleatórios

Em grande parte dos modelos da Nova Síntese Neoclássica, os ciclos de negócios são originados por choques tecnológicos, monetários ou fiscais. Neste trabalho, foi examinado um modelo com choques múltiplos relacionados a alterações na produtividade e no estoque monetário (oferta nominal de moeda). Para o choque tecnológico, foi considerado o parâmetro definido a partir de processo autorregressivo de primeira ordem, tal que:

$$z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } 0 < \rho < 1 \quad (11)$$

em que ρ é o parâmetro de persistência do choque e assume-se que ε_t é serialmente não correlacionado com média zero. Conceitualmente, o choque tecnológico é obtido por meio da estimativa do resíduo de Solow (z), a partir da estimativa da função de produção apresentada em (4). Em outras palavras, corresponde à parcela do produto agregado que não é explicada nem pelo capital e nem pelo trabalho.

A especificação do processo estocástico para o estoque nominal de moeda foi determinada a partir da definição da taxa de crescimento médio de longo prazo da oferta nominal de moeda, denotado por Θ^{SS} . Para tanto, assume-se que $u_t = \Theta_t - \Theta^{SS}$ é o desvio no período t da taxa de crescimento de seu valor médio de equilíbrio no estado estacionário. Assim, u_t é considerado como

um processo estocástico, conforme definido em Sidrauski (1967) e Cooley e Hansen (1989; 1995), tal que:

$$u_t = \gamma u_{t-1} + \phi z_{t-1} + \zeta_t, 0 \leq \gamma < 1 \quad (12)$$

em que ζ_t é o termo de erro, não correlacionado, γ é o parâmetro de persistência do processo estocástico e ϕ é o coeficiente do choque tecnológico sobre o crescimento monetário. Se esse parâmetro assumir um valor positivo, ($\phi > 0$), tem-se que a taxa de crescimento da oferta nominal de moeda tende a responder a choques reais de produtividade, z , e está sujeito a distúrbios aleatórios associados às realizações de ζ .

Ao considerar que mudanças não antecipadas na produtividade podem afetar a taxa de crescimento da oferta nominal de moeda, assume-se que os choques tecnológicos elevam o nível do produto agregado real (de forma semelhante à renda real). Com o aumento no produto real, — sendo a renda real proporcional à demanda real por moeda — a demanda dos agentes por ativos de maior liquidez seguirá a mesma tendência de elevação, e, como consequência, a taxa de crescimento da oferta monetária será afetada.

Econometricamente, o choque monetário foi calibrado pela estimativa do processo autorregressivo de primeira ordem para, M , no conceito M2,² de acordo com Colley & Hansen (1995), por meio da estimativa do desvio-padrão de u_t obtido a partir de $M_t = \gamma M_{t-1} + (1 - \gamma)\Theta + u_t$.

2.5 O estado estacionário

Os valores do estado estacionário são expressados em termos dos parâmetros básicos do modelo — produto, consumo, estoque de capital e horas trabalhadas — representadas respectivamente por, y^{SS} , c^{SS} , k^{SS} e h^{SS} . Inicialmente, a equação de Euler para o estado estacionário da taxa de desconto intertemporal é determinada pelo inverso da taxa real de retorno sobre o capital (ou pelo inverso da taxa real de juros), como segue:

$$\beta = \frac{1}{R^{SS}}, \text{ com } R^{SS} = \alpha \left(\frac{\gamma}{k} \right) + 1 - \delta \quad (13)$$

em que R^{SS} é a taxa real de juros de equilíbrio. Considerando a taxa de desconto intertemporal definida em (13), a razão produto-capital no estado estacionário é dada pela seguinte expressão:

$$\frac{y^{SS}}{k^{SS}} = \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{\beta} - 1 + \delta \right) \quad (14)$$

Da função de produção apresentada em (4), tem-se $\frac{y^{SS}}{k^{SS}} = \left(\frac{h^{SS}}{k^{SS}} \right)^{1-\alpha}$ que $\frac{y^{SS}}{k^{SS}} = z_t \left(\frac{h^{SS}}{k^{SS}} \right)^{1-\alpha}$, e considerando que no equilíbrio de longo prazo o choque tecnológico é conhecido, tal que $z_t = 1$, obtém-se:

²No modelo MIU original, os saldos monetários reais são obtidos a partir da oferta nominal de moeda no conceito M1. Entretanto, na economia brasileira, os ativos que ofereciam certa proteção contra o processo inflacionário eram os depósitos de curto prazo, aplicações financeiras — poupança —, títulos emitidos por instituições depositárias, entre outros ativos, de forma que a oferta de moeda no conceito M2 representa melhor os saldos monetários reais no contexto da economia analisada.

$$\frac{h^{SS}}{k^{SS}} = \left(\frac{y^{SS}}{k^{SS}} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = \left[\frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{\beta} - 1 + \delta \right) \right]^{1-\alpha} \quad (15)$$

Da restrição orçamentária agregada apresentada em (8) segue-se que:

$$\frac{c^{SS}}{k^{SS}} = \frac{y^{SS}}{k^{SS}} - \delta = \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1-\beta}{\beta} \right) + \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \delta \quad (16)$$

sendo $(1 + j^{SS}) = R^{SS}(1 + \pi^{SS})$

Os valores do estado estacionário revelam as propriedades do modelo MIU e como variações na taxa de inflação no equilíbrio afetam o produto e o consumo agregado. A partir da função avaliada em (10), no estado estacionário, geram-se as seguintes expressões:

$$\frac{m^{SS}}{c^{SS}} = \left(\frac{a}{1-a} \right)^{-\frac{1}{b}} \left(\frac{\Theta - \beta}{\Theta} \right)^{-\frac{1}{b}} \quad (17)$$

$$\frac{m^{SS}}{k^{SS}} = \left(\frac{a}{1-a} \right)^{-\frac{1}{b}} \left(\frac{\Theta - \beta}{\Theta} \right)^{-\frac{1}{b}} \left(\frac{c^{SS}}{k^{SS}} \right) \quad (18)$$

$$\frac{h^{SS}}{k^{SS}} = \left(\frac{y^{SS}}{k^{SS}} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (19)$$

Exceto as expressões do saldo monetário real relativo ao consumo e ao estoque de capital (equações 17 e 18), as demais expressões (13, 14, 16 e 19) são independentes da taxa de crescimento da oferta nominal de moeda no estado estacionário. Por sua vez, nos níveis no estado estacionário do estoque de capital, produto e consumo dependerão da taxa de crescimento monetário, com a taxa de inflação induzindo mudanças em h no estado estacionário, que afetarão o *steady state* do produto, consumo e o estoque de capital proporcionalmente. No entanto, h^{SS} pode ser obtido a partir das formas funcionais da função de utilidade e de produção, tal que:

$$\frac{(h^{SS})^\Phi}{(1 - h^{SS})^\eta} = H \left[1 + \left(\frac{a}{1-a} \right)^{-\frac{1}{b}} \left(\frac{\Theta - \beta}{\Theta} \right)^{\frac{b-1}{b}} \right]^{\frac{b-\Phi}{1-b}} \quad (20)$$

A expressão em (20) é independente da taxa de crescimento no estado estacionário da oferta nominal de moeda. O lado esquerdo de (20) é crescente em h^{SS} . O efeito de um maior crescimento monetário, Θ , sobre o lado direito depende do sinal de $\zeta = (b - \Phi)$. Se essa relação for positiva, $b - \Phi > 0$, taxas de inflação maiores reduzem a utilidade marginal do consumo, aumentando a demanda por lazer e reduzindo a oferta de trabalho. Como consequência, o estado estacionário do produto tenderá a cair. Nessa situação, consumo e moeda são complementares.

Se a relação for negativa, $(b - \Phi < 0)$, taxas de inflação elevadas conduzem ao aumento da oferta de trabalho, pelo aumento da utilidade marginal do consumo — pois quanto maior for a utilidade marginal do consumo, maior será o benefício adicional de uma unidade monetária na renda e mais o agente

estará disposto a trabalhar à medida que o salário aumentar — o que tenderá a elevar o nível de estado estacionário do produto agregado. Por sua vez, se $b - \Phi = 0$, nem a utilidade marginal do consumo nem a utilidade marginal do lazer dependem do nível do saldo monetário real, de forma que não se rejeita a hipótese da neutralidade da moeda. Nessa simulação, as motivações e as decisões dos agentes econômicos não seriam influenciadas por mudanças monetárias.

3 Resultados

3.1 Calibração e valores dos parâmetros

Para calibrar o modelo, é necessário definir os parâmetros que aparecem nas equações que caracterizam o comportamento no estado estacionário. Na Tabela 1, encontram-se os parâmetros, as definições e os valores obtidos para os respectivos parâmetros, com os quais foram realizadas as simulações da economia artificial (*benchmark economy*) e obtidos os demais resultados.

No processo de calibração, os parâmetros α , δ , β e Θ foram obtidos diretamente dos dados da economia brasileira, a partir das séries macroeconômicas, já os demais (a , b , η , Φ , ρ , ϕ , γ , σ_ε e σ_φ) foram obtidos por meio de estimativas econométricas e expressões calculadas pelo modelo matemático. Para a obtenção desse conjunto de parâmetros, foram utilizados dados anuais entre 1980 e 2009. Destaca-se que todos os parâmetros utilizados (fixos ou estimados) são compatíveis com os dados anuais.

Para o parâmetro relacionado à participação da remuneração do capital na renda, α , obteve-se o valor de 0,33, por meio da razão entre Excedente Operacional Bruto e o PIB, obtido a partir do Sistema de Contas Nacionais do IBGE. Para tanto, considerou-se o Excedente Operacional Bruto descontado da remuneração dos autônomos (próprio-emprego). Conforme Kanczuk (2004), a não inclusão da parcela da remuneração está relacionada ao fato de que ela superestimaria os resultados. Porém, o valor do parâmetro relacionado à remuneração do capital é questionável para a economia brasileira, dado que não há uma série de capital calculada oficialmente. Assim, os valores variam entre os estudos, num intervalo que se estende de 0,66, como encontrado por Kanczuk & Faria Jr (2000) até 0,33, como obtido por Gomes et al. (2002).

O valor do parâmetro relacionado à depreciação do capital, $\delta = 0,0626$, foi obtido a partir da equação de Euler para o *steady state* da lei de movimento do capital, conforme equação (5), dividindo-se a parcela do investimento-produto pela razão capital-produto, tal que $\frac{i^{SS}}{y^{SS}} = \delta \left(\frac{k^{SS}}{y^{SS}} \right)$. Considerou-se a razão média $\frac{i^{SS}}{y^{SS}}$ de 17,49% e a razão média $\frac{k^{SS}}{y^{SS}}$ de 2,87. Esse valor assemelha-se ao utilizado por Araújo & Ferreira (1999). Como não há uma série calculada para a depreciação do capital na economia brasileira, esse valor oscila entre os estudos,³ variando de 1,2% a 6,5%.

O valor calculado para a taxa de desconto intertemporal, que mede a impaciência do agente representativo das famílias, β , foi de 0,9506, obtido a partir da expressão em (13). Esse valor é semelhante ao utilizado por Araújo & Ferreira (1999) e Teles et al. (2005). Ressalta-se que essa taxa relaciona as decisões de consumo presente e futuro, de forma que reduções em β aumentam o peso

³Araújo & Ferreira (1999), Kanczuk (2002, 2004), Gomes et al. (2002) e Teles et al. (2005).

Tabela 1: Valores dos parâmetros do modelo money-in-the-utility function para a economia brasileira, no período entre 1980 e 2009.

Parâmetros	Valores	Definições	Fontes
Parâmetros calculados			
α	0,331	parcela do capital no total da renda	Dados da economia brasileira
δ	0,063	taxa de depreciação do capital físico	
β	0,951	taxa de desconto intertemporal	
Θ	1,061	taxa de crescimento médio do estoque nominal de moeda	
Parâmetros estimados			
a	0,475	elasticidade consumo da demanda de moeda	Tabela 2
ρ	2,447	inverso da elasticidade juros da demanda de moeda	Tabela 2
η	1,049	inverso da elasticidade da oferta de trabalho	Tabela 3
Φ	1,906	inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo	Tabela 3
ρ	0,891	coeficiente autoregressivo para o processo de produtividade	Tabela 4
σ_ε	0,016	inovação da produtividade (desvio-padrão do choque tecnológico)	Tabela 4
φ	0,000	coeficiente do choque de produtividade sobre o crescimento monetário	Tabela 5
γ	0,597	coeficiente autoregressivo para o crescimento monetário	Tabela 5
σ_ϕ	0,067	inovação da taxa de crescimento monetário	Tabela 5

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

do consumo futuro na utilidade dos agentes, sinalizando que isso representaria estímulo à poupança presente. Como uma taxa real de juros positiva é condição necessária para haver impaciência pelos agentes e considerando que a economia brasileira apresentou uma taxa real de juros média de 6,74%, entre 1980 e 2009, tem-se que os agentes valorizam menos o consumo futuro do que o consumo presente.

Para a série correspondente ao produto agregado considerou-se a soma das variáveis de consumo e de investimento agregado, o que implica subtrair as exportações líquidas desse agregado. Essa definição torna-se necessária, dado que a economia simulada não considera o setor externo. Ao suprimir o setor externo, não se está desconsiderando sua importância ainda devido ao fato de o Brasil ser um país essencialmente aberto, porém está-se adequando às restrições do modelo. No entanto, essa limitação torna-se menor, uma vez que as exportações líquidas na economia brasileira representaram um percentual pequeno do produto, em média 2,3%, no período analisado. A série de investimento foi construída a partir da soma das séries de formação bruta de capital

fixo e de variação dos estoques, ambas deflacionadas pelo IPCA, calculada pelo IBGE/SCN e disponível no IPEADATA.

Os parâmetros que definem a elasticidade consumo da demanda de moeda, a , e o inverso da elasticidade juros da demanda de moeda, b , foram obtidos a partir da especificação utilizada por Goldfeld & Sichel (1990) e Chari et al. (1990):

$$\log \frac{M_t}{P_t N_t} = \frac{1}{b} \log \left(\frac{1-a}{a} \right) \log C_t - \frac{1}{b} \left(\frac{j}{1-j} \right) + \mu_t \quad (21)$$

em que M é o estoque nominal de moeda, no conceito M2 [(papel moeda em poder do público mais depósitos à vista) mais depósitos especiais remunerados, mais depósitos de poupança, mais títulos emitidos por instituições depositárias], deflacionada pelo IPCA, aferido pelo Banco Central (BC), P corresponde ao nível de preços, definido a partir do IPCA acumulado, calculado pelo IBGE/SNIPC e N foi normalizado para a unidade, C é o bem de consumo agregado - considerado a soma do consumo final das famílias deflacionado pelo IPCA, calculada pelo IBGE/SCN e disponível junto ao banco de dados do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEADATA) — e j corresponde à taxa nominal de juros — definida a partir da taxa *over-selic*.

Nesta especificação, o log da demanda real de moeda é uma função positiva do log do consumo agregado e uma função negativa do log da taxa nominal de juros. O termo de erro é não correlacionado, tem média zero e variância σ_μ^2 . Para a estimativa, utilizaram-se dados anuais para o período entre 1980 e 2009. Sendo as séries não estacionárias em nível, foi realizado o teste de integração de Johansen, o qual indicou que as séries apresentam no máximo um vetor cointegrante ao nível de 5%. Entretanto, as estimativas estruturais foram obtidas a partir do modelo em diferença, com a inclusão do parâmetro associado à correção de erro, conforme Tabela 2.

Tabela 2: Estimação da demanda monetária para a economia brasileira para o período entre 1980 e 2009.

$\log \frac{M_t}{P_t N_t}$	=	8,8888**	+ 0,475 $\log \Delta C_t$ ***	- 0,4087 $\log \Delta J_t$ ***	- 0,7904 ε_{t-1} ***
		(0,0122)	(0,0012)	(0,0010)	(0,0089)
R^2		0,9169			
desvio-padrão		1,785			

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

Nota: ***,** e *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

As estimativas indicaram que a elasticidade consumo da demanda de moeda foi de cerca de $a = 0,48$, enquanto que a elasticidade juros da demanda de moeda foi aproximadamente $j = 0,41$. Ambas as estimativas foram significativas ao nível de 1%. A partir da estimativa dos juros, obteve-se o parâmetro do inverso da elasticidade juros da demanda de moeda, cujo valor foi de cerca de $b = 2,45$. De forma semelhante às demais estimativas, o mecanismo de correção de erro foi significativo ao nível 1%. Em relação aos resíduos, eles atenderam a pressuposição de normalidade e não se verificou evidências de autocorrelação e heterocedasticidade (ver Apêndice Apêndice A).

O parâmetro associado ao inverso da elasticidade da oferta de trabalho, η , foi obtido a partir da estimativas da função de oferta do trabalho. De acordo com a teoria dos ciclos reais de negócios, a quantidade de trabalho ofertado

depende do salário real e da taxa real de juros (Snowdon & Vane 2005). A expressão formal para a oferta de trabalho é dada por:

$$s = s(w, r), \text{ com } w = \frac{W}{P} \quad (22)$$

em que s é a quantidade de trabalho ofertado, w é o salário real e r é a taxa real de juros. Nesta especificação, os trabalhadores tomam suas decisões em relação à oferta de trabalho considerando o salário real corrente e futuro. Estando o salário real corrente acima do seu nível de longo prazo, os trabalhadores tenderão a ofertar uma quantidade maior de trabalho, reduzindo a demanda por lazer, sendo que a taxa real de juros afeta a quantidade ofertada de trabalho por meio dos efeitos renda e substituição.

Econometricamente, a expressão da oferta de trabalho foi definida a partir de $\log S_t = c + \nu \log w_t + v \log r + \varepsilon_t$, sendo s o total de horas trabalhadas, w é o rendimento real recebido pelo trabalho, r é a taxa real de juros, ν e v são os parâmetros associados ao rendimento e aos juros reais e ε é o termo de erro, que assume média zero e variância σ_ε^2 . As referidas séries foram estacionárias apenas em primeira diferença; no entanto, foram integradas de mesma ordem, I(1). A partir disso, o teste de cointegração de Johansen indicou pelo menos um vetor cointegrante. Entretanto, os parâmetros foram obtidos por meio da estimativa em diferença com introdução do mecanismo de correção de erros, modelo que mostrou melhor ajustamento, conforme exposto na Tabela 3.

Tabela 3: Estimativa da oferta de trabalho para a economia brasileira para o período entre 1982 e 2009.

$\Delta \log s_t$	=	0,018	+	0,9529 $\log \Delta w_t$ ***	-	0,00006 $\log \Delta r_t$ ***	-	0,1594 ε_{t-1} *
		(0,0128)		(0,0087)		(0,0334)		(0,0899)
R^2		0,9938						
desvio-padrão		1,3479						

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

Nota: ***, ** e *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Nessa estimativa, s corresponde ao total de horas trabalhadas, w é o salário real médio, obtido pelo rendimento médio mensal do trabalho principal dividido pelo IPCA e r é a taxa real de juros, obtida por meio da diferença entre a taxa nominal de juros — *overnight-selic* — e o índice geral de preços - IPCA. Para o parâmetro relativo à elasticidade-oferta do trabalho se obteve uma estimativa de 0,95, significativo ao nível de 1%, o que implica em um valor para η de 1,05. Já o parâmetro relativo à taxa real de juros foi estatisticamente igual a zero. O mecanismo de correção definido por ε_{t-1} foi significativo ao nível de 10%, confirmando o resultado do teste de cointegração.

Os testes de diagnóstico (normalidade, autocorrelação e heterocedasticidade) indicaram que o modelo atendeu aos pressupostos estatísticos do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) conforme resultados expostos no Apêndice Apêndice A. Pela não disponibilidade de dados anuais para períodos longos, utilizou-se dados entre 1982 e 2009.

O parâmetro do inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo, Φ , foi obtido considerando a indivisibilidade do trabalho, dado que se supõe que o agente representativo aloca um terço do tempo disponível (oito horas diárias) ao mercado de trabalho no estado estacionário, tal que $h^{SS} = \frac{1}{3}$. A partir do valor associado ao η foi possível obter o valor do parâmetro do

inverso da elasticidade de substituição temporal no consumo de $\Phi = 1,91$, o qual é consistente com $\left(\eta \frac{h^{SS}}{1-h^{SS}}\right)^{-1}$.

Esse parâmetro indica a sensibilidade do padrão de consumo do agente em resposta a variações na taxa nominal de juros. Um agente avesso ao risco (com um coeficiente de aversão relativa ao risco alto ou com um coeficiente de elasticidade de substituição temporal no consumo baixo) altera ligeiramente seu padrão de consumo em resposta a variações na taxa de juros (Issler & Piqueira 2000). De acordo com Mehra & Prescott (1985), espera-se que o parâmetro relacionado ao coeficiente de aversão relativa ao risco esteja entre 0 e 1. Porém, Imrohoroglu (1989) supôs que, na maioria dos casos, esse parâmetro esteja entre 0,5 e 1,5.

Para a economia brasileira, Gleizer (1991) sugere que o valor desse coeficiente é próximo de zero. Já Issler & Piqueira (2000) obtiveram um intervalo entre 0,59 e 6,82, com uma mediana de 4,89, enquanto que Ellery Jr & Gomes (2003) encontraram um valor de 0,7.

Os parâmetros associados à persistência da produtividade, ρ , e ao choque de produtividade, σ_ε , foram obtidos a partir da estimativa do resíduo de Solow, z , (ver expressão 11). O período utilizado para essa estimativa foi de 1980 a 2009.⁴ A Tabela 4 apresenta as estimativas para ρ e σ_ε . Complementarmente, foram realizados testes de diagnóstico dos resíduos, os quais indicaram que os resíduos se distribuem normalmente, como evidenciado pelo teste de Jarque-Bera, cuja *prob* foi 0,9574, não apresentam heterocedasticidade, como indicado pelo teste de White, sendo a *prob* do *F* estatístico 0,5789 e correlação serial, como sugerido pelo teste LM de Breusch-Godfrey, cuja *prob* foi de 0,2297, para uma defasagem.

Tabela 4: Estimativa do processo de persistência da produtividade na economia brasileira para o período entre 1980 e 2009.

z_t	=	0,0205**	+	0,8913 z_{t-1} ***
		(0,0092)		(0,1767)
R^2		0,9427		
desvio-padrão (σ_ε)		0,0163		

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

Nota: ***,** e *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Como se observa, a estimativa para o parâmetro de persistência, ρ , foi de 0,891 e 0,016 (ou 1,63%) para o choque tecnológico, medido pelo desvio-padrão filtrado do processo autorregressivo de primeira ordem da produtividade total dos fatores. Para a economia brasileira não há unanimidade sobre esses valores, em vista da dificuldade de obtenção de dados para estimar a função de produção. Ellery Jr et al. (2002) obtiveram para a economia brasileira valores de 0,589 e 0,046 (ou 4,60%), respectivamente, para ρ e σ_ε . Já Kanczuk (2002, 2004) utilizou os valores estimados por Colley & Hansen (1995) para a economia norte-americana, de 0,95 para o processo de persistência e 0,0089 (ou 0,089%) para o choque tecnológico. Dadas as dificuldades para a obten-

⁴As séries utilizadas para a estimativa da função de produção foram cedidas por Marquetti, Maldonado Filho e Lautert (2010).

ção dos dados, em muitos casos, esses parâmetros são ajustados de forma a reproduzir a volatilidade dos ciclos reais de negócios.

A taxa de crescimento média do estoque nominal de moeda, no conceito M2, para o período entre 1980 e 2009, foi de 0,0612. Para obter o valor utilizado nas simulações, considerou-se a expressão para o estado estacionário da oferta nominal de moeda, $1 + \theta^{SS}$, cujo valor de foi 1,0612. A taxa de crescimento monetário foi calibrada estimando o processo autorregressivo de primeira ordem para o crescimento do estoque nominal de moeda para dados anuais entre 1980 e 2009. A equação seguiu a especificação em (12). Os testes de diagnóstico dos resíduos do modelo indicaram que eles se distribuem normalmente, como evidenciado pelo teste de Jarque-Bera, cuja prob foi 0,5545, e não apresentam evidências de heterocedasticidade, como indicado pelo teste de White (prob 0,6742) e de autocorrelação, como sugerido pelo teste LM (prob 0,3408).

Tabela 5: Estimativa do processo de persistência do crescimento monetário na economia brasileira no período entre 1980 e 2009.

$\Delta \log s_t$	=	0,0611 ^{***}	+	0,5969 $\Delta \log m_{t-1}$ ^{***}	-	0,0260 $\Delta \log z_{t-1}$
		(0,0144)		(0,2104)		(0,0377)
R^2		0,3096				
desvio-padrão (σ_ε)		0,0668				

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

Nota: ***, ** e *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A estimativa do parâmetro da persistência para a taxa de crescimento monetário, γ , foi de cerca de 0,60, já a estimativa do parâmetro ϕ , que indica o efeito da produtividade sobre a taxa de crescimento monetário, foi negativo, porém estatisticamente igual a zero. A partir da estimativa do modelo, o choque monetário, obtido pelo desvio-padrão filtrado do resíduo da regressão do crescimento monetário, foi igual a 0,0668 (ou 6,68%). As especificações para o crescimento monetário encontram-se na Tabela 6.

Tabela 6: Especificações para o crescimento monetário.

A	Crescimento monetário constante		
	$\gamma = 0,0000$	$\phi = 0,0000$	$\sigma_\phi = 0,0000$
B	Crescimento monetário estocástico		
	$\gamma = 0,5969$	$\phi = 0,0000$	$\sigma_\phi = 0,0668$
C	Crescimento monetário estocástico – diferentes níveis de persistência (choque monetário)		
	$\gamma = 0,3969$	$\phi = 0,0000$	$\sigma_\phi = 0,0668$
	$\gamma = 0,7969$	$\phi = 0,0000$	$\sigma_\phi = 0,0668$

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tendo como objetivo analisar como as propriedades do modelo respondem aos diferentes choques foram considerados distintos níveis para a taxa de crescimento monetário estocástico, ambos definidos aleatoriamente, de forma a

permitir verificar como mudanças no grau de persistência, γ , implicam em alterações nas propriedades dinâmicas do modelo.

3.2 Resultados da economia artificial

Nesta seção, é feito um comparativo das propriedades cíclicas das séries econômicas brasileiras com as propriedades cíclicas obtidas a partir da simulação de uma economia artificial. Para a obtenção das propriedades cíclicas foram utilizadas técnicas computacionais para a aproximação do problema em questão na forma log-linear (Uhlig 1999, Walsh 2003). Para as simulações foi utilizado o *software MatLab 7*, cujo algoritmo encontra-se disponível em Walsh (2003).⁵

Ademais, para obter os resultados da economia artificial (*benchmark economy*), foi considerado que o desvio do crescimento monetário nominal de sua taxa de crescimento médio de 6,12% ao ano, ($\Theta = 1,0612$), não apresenta correlação com os choques reais, bem como não apresenta persistência na taxa de crescimento monetário ($\gamma = \phi = 0$).

Nessa simulação, os ciclos de negócios são determinados exclusivamente por choques tecnológicos, conforme proposto pela teoria dos ciclos reais de negócios. Sendo $u_t = \zeta_t$ na equação em (12), mudanças não antecipadas na taxa de crescimento monetário não afetam os valores futuros da taxa de crescimento da oferta nominal de moeda, de forma que a taxa de inflação esperada também não sofre alterações. Desta forma, assume-se que a economia exhibe um crescimento monetário constante, conforme Colley & Hansen (1995).

Para examinar o efeito do crescimento monetário sobre a oferta de trabalho e consumo no estado estacionário, considerou-se que a elasticidade da oferta de trabalho com relação à taxa de crescimento da oferta nominal de moeda depende da relação entre o inverso da elasticidade juros da demanda de moeda e o inverso da elasticidade de substituição intertemporal do consumo, $(b - \Phi)$. Para as quais se obteve os valores de 2,4468 e 1,9056, indicando uma relação positiva entre b e Φ .

A partir desse resultado, observa-se que os agentes tendem a ser mais sensíveis a mudanças na demanda de moeda do que no padrão de consumo em resposta a alterações na taxa nominal de juros, o que determina um baixo grau de aversão ao risco, ao passo que o efeito substituição tende a prevalecer. Nesse caso, a utilidade marginal do consumo é decrescente ao passo que a moeda e o consumo apresentam uma relação de complementaridade. Com os agentes determinando a oferta de trabalho a cada período, a inflação, a qual está associada com as mudanças na taxa de crescimento monetário, torna-se um canal para a geração de efeitos reais sobre os ciclos de negócios.

Os ciclos de negócios obtidos a partir desta economia artificial, com inclusão de choques tecnológicos e crescimento monetário constante, a qual se denominou de “economia-padrão”, encontram-se na Tabela 7. A volatilidade do produto agregado simulada foi de 3,37, análoga à obtida para os fatos estilizados. Esse resultado indicou que a *benchmark economy* reproduziu de forma acurada o ciclo de negócio da economia brasileira no período analisado. O consumo agregado apresentou um desvio-padrão do ciclo de 2,44, inferior à volatilidade desta série na economia real (3,29). Enquanto que na economia brasileira a volatilidade relativa foi de aproximadamente 0,98, na simulação

⁵A rotina computacional compatível com o *software MatLab* pode ser encontrada em: http://people.ucsc.edu/~walshc/mtp3e/miu_uhlig_3e.m.

essa relação foi de 0,72. O comportamento similar entre as flutuações do produto e do consumo agregado é característica dos ciclos de negócios; porém, o consumo apresenta ciclos menos voláteis, como encontrado na economia brasileira e na simulação da economia artificial, o que está de acordo com a hipótese da renda permanente.

Os fatos estilizados da economia brasileira evidenciaram uma elevada volatilidade para o consumo agregado, como já encontrado em Val & Ferreira (2001) e Ellery Jr & Gomes (2005). Todavia, Teles et al. (2005) ressaltaram que a elevada volatilidade do consumo na economia brasileira está relacionada à forma como essa série é construída, comumente por meio do resíduo das contas produto e investimento agregado, fato que explicaria as flutuações serem tão constantes e próximas às do ciclo econômico.

Tabela 7: Economia artificial padrão com choque tecnológico e com crescimento monetário constante e utilidade marginal do consumo decrescente ($b - \Phi > 0$), no período entre 1980 e 2009.

Variável	Economia real			Economia-padrão		
	$DP[x](\%)$	$\frac{DP[x]}{DP[y]}$	$CORR[x,y]$	$DP[x](\%)$	$\frac{DP[x]}{DP[y]}$	$CORR[x,y]$
y	3,3712	1,0000	1,0000	3,3709	1,0000	1,0000
c	3,2885	0,9755	0,9541	2,4417	0,7244	0,9902
i	5,6207	1,6673	0,7600	5,8016	1,7211	0,9893
h	3,8895	1,1537	0,7349	3,5012	1,0387	0,9754
m	7,4187	2,2006	0,6131	3,1213	0,9260	0,9521
j	21,4949	6,3760	-0,5665	0,3485	0,1034	-0,6700
r	13,0331	3,8660	-0,1990	0,6936	0,2058	-0,0426
π	31,4796	9,3378	-0,5359	1,6874	0,5006	-0,5351

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

O desvio-padrão do ciclo da variável de investimento obtida na *benchmark economy* foi de 5,80, levemente superior à volatilidade de 5,62 encontrada a partir dos fatos estilizados da economia brasileira. O investimento agregado caracteriza-se por apresentar um ciclo mais volátil que o do produto agregado, característica que se verificou nos fatos estilizados e na economia artificial. As flutuações simuladas para a variável horas trabalhadas, h , foram de 3,50, pouco inferior às efetivas (3,89), obtidas para os fatos estilizados. Tanto na economia real quanto nessa simulação, as horas trabalhadas foram mais voláteis que o produto agregado, indicando uma volatilidade ligeiramente maior que o ciclo econômico.

Ao analisar as correlações contemporâneas, pode ser observado que a relação entre produto e consumo agregado apresentou considerável ajuste, evidenciado pelo alto grau de correlação entre as séries. Por sua vez, as correlações das variáveis investimento e horas trabalhadas foram superiores àquelas efetivamente observadas.

No caso do investimento, a correlação simulada foi de 0,99, enquanto a observada nos dados reais foi de 0,76. Em relação às horas trabalhadas, enquanto a correlação simulada foi de 0,97, a obtida pelos dados reais foi de 0,73. Portanto, os resultados indicaram que as variáveis i e h acompanham o ciclo econômico de forma mais próxima do que o definido pelos fatos estilizados.

Diferentemente dos agregados econômicos reais, as propriedades cíclicas das variáveis nominais simuladas na economia-padrão não apresentaram ade-

rência razoável aos fatos estilizados encontrados para essas variáveis observadas na economia brasileira. De forma geral, verificou-se que os desvios-padrão simulados dos ciclos foram significativamente inferiores aos observados na economia real. Quanto à variável relacionada ao saldo monetário real, obteve-se um desvio-padrão do ciclo de 3,12, indicando que m e y apresentaram comportamento cíclico semelhante. Entretanto, na economia real, os saldos monetários foram cerca de duas vezes mais voláteis que o ciclo econômico. Todavia, diferenças mais significativas em termos de volatilidade, foram observadas para as variáveis taxa de juros nominal e real e taxa de inflação, para as quais, nos fatos estilizados da economia brasileira, obteve-se um comportamento extremamente volátil, o qual não foi reproduzido pela economia-padrão. Os resultados para as variáveis nominais podem ser justificados, em grande parte, pela elevada instabilidade econômica do período analisado.

Por outro lado, exceto as correlações contemporâneas simuladas para os saldos monetários reais que foram superiores às efetivas (0,95 contra 0,61) e para a taxa real de juros que foram pouco inferiores às observadas (-0,19 contra -0,04), as demais variáveis nominais apresentaram comovimentos simulados e efetivos muito próximos ao longo do ciclo. Em relação aos saldos monetários, seu ciclo acompanhou de forma mais próxima as flutuações do produto agregado do que o encontrado pelos dados da economia brasileira. Já a correlação inferior obtida pelos juros reais sugere que os efeitos resultantes das flutuações da taxa real de juros sobre a oferta de trabalho são quantitativamente pequenos, como observado na estimativa da oferta de trabalho, o que contribuiu para a correlação se aproximar de zero.

A esse respeito, conforme Kanczuk (2002), em países como o Brasil, em que o grande devedor líquido é o governo, enquanto o setor privado (as famílias) é credor líquido, um aumento na taxa real de juros provocará efeitos ambíguos. Como o lazer é um bem superior, taxas de juros reais mais elevadas aumentam a riqueza e o efeito-renda indica uma redução na oferta de trabalho; por outro lado, um incremento na taxa real de juros torna o trabalho mais atrativo, com o efeito-substituição indicando um aumento na oferta de trabalho.

Essa não aderência das variáveis nominais aos fatos estilizados foi discutida por Colley & Hansen (1995), os autores destacaram que características específicas das economias monetárias devem ser incorporadas aos modelos de ciclos de negócios para que estes consigam reproduzir as propriedades das variáveis nominais. Para Gavin & Kydland (1999), quando as variáveis nominais são incorporadas aos modelos de ciclos reais, a estrutura das covariâncias se torna instável, em contraste à estrutura das séries reais, que tendem a apresentar maior estabilidade a longo prazo. Ao considerar os estudos sobre a economia brasileira, os resultados demonstraram que as variáveis calibradas não são razoavelmente aproximadas, mesmo quando são consideradas extensões do modelo básico, como os modelos com trabalho indivisível e restrições *cash-in-advance*, conforme Magalhães (2005). Essa evidência suscita a verificação e a adequação de uma série de modelos na tentativa de gerar ciclos de negócios aderentes aos efetivamente observados.

3.3 Mudanças nos ciclos de negócios associados à introdução de choques monetários

Para examinar como mudanças monetárias influenciam as propriedades cíclicas das variáveis econômicas considerou-se o processo de persistência e as mudanças não previstas no crescimento monetário. Conforme estimado pela equação (12), o crescimento monetário é influenciado por seus valores passados, com $\gamma > 0$, porém não apresentou relação com as mudanças na produtividade, sendo $\phi = 0$. Além do processo de persistência, os ciclos econômicos passaram a ser influenciados por choques monetários, definidos a partir do desvio-padrão da equação apresentada na Tabela 5. Ao considerar o processo de persistência, a taxa de crescimento monetário assume um comportamento estocástico.

O valor estimado para o parâmetro de persistência foi igual a 0,5969, enquanto que a relação entre o crescimento monetário e as mudanças não antecipadas na produtividade foi estatisticamente nula. Ambos os parâmetros foram obtidos pela estimativa do processo autorregressivo de primeira ordem da taxa de crescimento monetário. Para o choque monetário, foi obtido um valor de 0,0668 (ou 6,680%), o qual, juntamente com os outros dois parâmetros definidos acima, foi utilizado nesta simulação. Os demais parâmetros foram semelhantes aos utilizados na simulação da *benchmark economy*, como também o valor positivo entre a diferença de b e Φ .

Os resultados desta economia artificial, a qual se denominou de “economia monetária”, encontram-se na Tabela 8. A inclusão de fatores monetários — persistência e choque na taxa de crescimento monetário — alterou marginalmente a volatilidade dos agregados econômicos reais (produto, consumo, investimento agregado e horas trabalhadas), os quais apresentaram flutuações levemente superiores às observadas na economia-padrão. Em economias monetárias como a simulada, as variáveis reais tendem a apresentar variações pouco significativas. No entanto, os choques monetários tendem a incrementar a volatilidade do consumo e do investimento agregado, segundo Colley & Hansen (1995).

Esse comportamento foi verificado nessa economia monetária, na qual se observou que o consumo agregado foi a variável que apresentou maior variação, ainda que pequena e de curto prazo. Devido ao fato de que o consumo ser composto basicamente por bens de consumo não duráveis, em momentos de imprevisibilidade monetária, com taxas de inflação crescentes, esses produtos tendem a apresentar elevada sensibilidade a essas situações. No entanto, ao analisar o consumo, deve-se considerar o comportamento da taxa real de juros, uma vez que se pressupõe que os agentes econômicos otimizam seu bem-estar intra e intertemporalmente. A intuição deste resultado deve-se ao fato de que a taxa real de juros afeta o preço relativo intratemporal entre bens de consumo duráveis e não duráveis.

Esse fator contribui para explicação do padrão assimétrico de crescimento apresentado pelos bens duráveis e não duráveis na economia brasileira ao longo dos últimos anos. Em momentos de instabilidade econômica, como verificado na década de 1980 e parte da de 1990, os bens de consumo duráveis cresciam a taxas reduzidas, sendo negativas em certos anos, enquanto os bens de consumo não duráveis cresciam a taxas positivas e mais regulares. Por outro lado, em momentos de maior estabilidade e previsibilidade dos fatores monetários como verificado nos anos mais recentes, os bens duráveis

apresentaram taxas de crescimento mais elevadas, enquanto que os bens de consumo não duráveis apresentaram taxas de crescimento bastante inferiores, inclusive negativas, em alguns períodos, como nos anos de 2003 e parte de 2004 (Grandjean 2005).

Tabela 8: Economia monetária simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário estocástico – persistência e choque monetário – no período entre 1980 e 2009.

Variável	Economia-padrão com choque tecnológico			Economia monetária com persistência e choque monetário		
	$\gamma = 0$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$	$\gamma = 0,5969$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$
	$DP[x](\%)$	$\frac{DP[x]}{DP[y]}$	$CORR[x, y]$	$DP[x](\%)$	$\frac{DP[x]}{DP[y]}$	$CORR[x, y]$
y	3.3709	1.0000	1.0000	3.3709	1.0000	1.0000
c	2.4417	0.7244	0.9902	2.4421	0.7244	0.9902
i	5.8016	1.7211	0.9893	5.8017	1.7211	0.9893
h	3.5012	1.0387	0.9754	3.5014	1.0387	0.9753
m	3.1213	0.9260	0.9521	8.0242	2.3804	0.3764
j	0.3485	0.1034	-0.6700	3.1180	0.9250	-0.0814
r	0.6936	0.2058	-0.0426	0.6936	0.2058	-0.0426
π	1.6874	0.5006	-0.5351	15.7059	4.6592	-0.0636

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

Em contraponto às mudanças marginais observadas na volatilidade dos agregados reais, verificaram-se efeitos expressivos nas propriedades cíclicas das variáveis nominais, nos saldos monetários reais e na taxa de inflação e, em menor proporção, na taxa nominal de juros. No caso dos saldos monetários, a volatilidade passou de 3,12 na economia-padrão, para 8,02 na economia monetária. A inclusão de fatores monetários como fontes geradoras dos ciclos de negócios permitiu, no caso dos saldos monetários reais, obter resultados mais aderentes à economia brasileira no período analisado, uma vez que o desvio-padrão dos ciclos dos m de 8,02 reproduziu o comportamento volátil de 7,42 dos fatos estilizados.

Esse comportamento sugere que um dos canais pelos quais os saldos monetários reais são influenciados não havia sido considerado anteriormente, no caso, as mudanças monetárias não antecipadas pelos agentes. Ao analisar a relação ao longo do ciclo econômico, verificou-se que ocorreu uma redução significativa na correlação contemporânea de 0,95 para 0,38. Isso indica que a inclusão de fatores monetários provocou um distanciamento da trajetória dos m da trajetória do ciclo econômico. A imprevisibilidade observada na condução da política monetária associada à própria instabilidade econômica, inerente à economia brasileira, justifica possíveis mudanças no comovimento entre o produto e os saldos monetários.

Verificou-se um processo semelhante na volatilidade da taxa de inflação, que foi significativamente elevada, passando de um desvio-padrão dos ciclos de 1,69 na economia-padrão para um desvio-padrão dos ciclos de 15,71 na economia monetária. Apesar dessa elevada volatilidade, as flutuações foram, ainda, inferiores às encontradas nos fatos estilizados, com seu valor correspondendo a cerca de 50% do desvio-padrão dessa série na economia brasileira. Por sua vez, os choques monetários reduziram a correlação entre a inflação e o produto agregado, para valores abaixo dos encontrados nos fatos estilizados.

Esse resultado sugere que o processo inflacionário esteve, em alguma medida, relacionado ao processo de crescimento da oferta nominal de moeda. Entretanto, esse fato não é inesperado, já a inflação brasileira caracterizou-se pela inflação inercial (Lopes 1985), com os agentes econômicos buscando recompor seu nível de renda real do período anterior, de forma a fazer com que os preços correntes se ajustassem a estes objetivos. Corroborando esse ponto de vista, Figueiredo & Marques (2009), ao investigarem o processo de dependência de longo prazo da taxa de inflação brasileira, obtiveram resultados que indicaram que, mesmo no período posterior à implementação do Plano Real, a taxa de inflação pode ser descrita como um processo fracionário de longa memória, evidenciando a alta persistência.

Pode-se verificar também um aumento no desvio-padrão do ciclo da taxa nominal de juros comparativamente à economia-padrão. Porém, mesmo com a inclusão de choques monetários, a elevada volatilidade observada nos fatos estilizados não foi captada pela economia monetária simulada. Igualmente às demais variáveis nominais, a correlação entre a taxa nominal de juros e o produto agregado foi menor que a encontrada na economia-padrão, porém, mantendo sua relação contracíclica. Por outro lado, foi possível constatar que a taxa de juros real apresentou volatilidade na economia monetária semelhante à obtida na economia-padrão, com flutuações inferiores às encontradas nos fatos estilizados. A correlação entre os juros reais e o ciclo econômico foi contracíclica, com valor próximo de zero, como encontrada na economia-padrão e nos modelos originais de ciclos reais de negócios.

3.4 A sensibilidade dos ciclos de negócios aos diferentes choques monetários

A fim de avaliar os possíveis impactos da introdução do choque na taxa de crescimento da oferta monetária, foi testada a sensibilidade da economia monetária por meio de alterações no parâmetro de persistência do processo autorregressivo do crescimento da oferta monetária, γ . Essas alterações foram provocadas supondo variações aleatórias em ζ , em (12). O choque monetário, ζ , afeta as propriedades cíclicas quando a taxa de crescimento monetário exibe um processo de persistência ($\gamma \neq 0$). Assim, as variações na manutenção de moeda podem afetar as decisões relativas ao trabalho e lazer do agente, as quais também estão associadas às utilidades marginais do lazer e do consumo.

Desse modo, um choque monetário implicará um aumento na inflação esperada quando o crescimento monetário está positivamente correlacionado com os períodos passados. Essa expectativa reduz os saldos monetários reais, levando a uma menor utilidade marginal do consumo, o que determina que o agente substitua trabalho por lazer. Portanto, um choque monetário estocástico pode ser decorrente tanto de uma mudança no grau de persistência no processo de crescimento monetário quanto de uma mudança não prevista na oferta de moeda. A partir disso, simulou-se uma economia monetária considerando outros dois níveis de persistência — 0,3969 e 0,7969 — conforme definido na Tabela 6, para o período entre 1980 e 2009. A Tabela 9 apresenta os resultados obtidos a partir destas simulações. Além disso, foram reproduzidos os fatos estilizados da economia real e os resultados da economia-padrão, como forma de servir de referência às discussões.

Os diferentes níveis de choques monetários indicaram efeitos pouco significativos sobre os ciclos de negócios das variáveis reais, comparativamente aos

observados na economia-padrão e na economia real. Consta-se que os efeitos dependem do nível de persistência do processo de crescimento da oferta de moeda. Quanto maiores forem os valores de γ , maiores são os efeitos sobre essas variáveis. A magnitude desses efeitos está associada à distorção provocada pela taxa de crescimento monetário (via elevação dos preços). Para Colley & Hansen (1995), os choques monetários não contribuem de forma significativa para a explicação das flutuações das variáveis reais. Contudo, o crescimento monetário distorce as alocações na economia devido aos impostos associados com o processo inflacionário.

No conjunto, os efeitos foram menos significativos sobre o produto agregado e as horas trabalhadas, porém mais consideráveis, embora pequenos, sobre consumo e investimento agregado. Colley & Hansen (1995) enfatizaram que os choques monetários tendem a incrementar as flutuações do consumo e reduzir a sua correlação com o produto, fato que pode ser analisado pelo efeito pouco relevante do choque monetário sobre o ciclo econômico, porém expressivo sobre consumo e investimento agregado. No caso do investimento, variável que apresenta uma elevada volatilidade, um fato que chamou a atenção foi a significativa redução, embora pequena em termos absolutos, do seu desvio com relação à trajetória de longo prazo. Nas situações iniciais, com persistência de 0,3969 e de 0,5969, os desvios foram positivos, porém eles foram eliminados na simulação da economia monetária com persistência de 0,7969.

Esse efeito associa-se ao crescimento da instabilidade econômica gerada por pressões inflacionárias, uma vez que, no horizonte de planejamento, os agentes consideram a incerteza em suas decisões de investimento. Ao mesmo tempo, à medida que o choque monetário se torna mais persistente, o período de ajuste da taxa nominal de juros tende a ser maior, o que torna as decisões de investimento relativamente mais onerosas e explica essa redução dos desvios positivos do investimento. Além disso, com o investimento associado às expectativas dos agentes sobre o comportamento futuro da economia, suas variações acarretam necessariamente variações no ciclo econômico, corroborando o maior desvio (negativo) do produto observado para maiores níveis de persistência.

Nessa economia monetária, as variáveis nominais responderam mais significativamente aos diferentes níveis de choques na taxa de crescimento da oferta de moeda. Em geral, maiores valores de γ estão associados a maiores desvios-padrão dos ciclos de negócios dessas variáveis. Essa característica foi observada no comportamento dos saldos monetários reais e da taxa nominal de juros. Os saldos reais apresentaram um crescimento no desvio-padrão dos ciclos de negócios de 94,10%, quando a persistência passou de 0,3969 para 0,7969. Como eles estão atrelados ao crescimento da moeda e ao comportamento do nível de preços, sua volatilidade é explicada pela flutuação ocasionada pelo processo inflacionário. Porém, essas variáveis apresentaram dinâmicas opostas: quanto maior o crescimento da inflação, menor é o nível dos saldos monetários reais, bem como menor será a manutenção pelos agentes econômicos. Para McCandless (2008), isso ocorre devido ao fato de o nível de preço ajustar-se mais rapidamente que o estoque monetário, ao passo que taxas de inflação esperadas maiores implicam em reduções na utilidade marginal do consumo, determinando que as famílias reduzam a oferta de trabalho e aumentem a demanda por lazer.

O comportamento da taxa nominal de juros está condicionado à suposição de que o mercado opera em condições competitivas, com os preços sendo

Tabela 9: Economia monetária com choque tecnológico e crescimento monetário estocástico e com diferentes níveis de persistência na taxa de crescimento da oferta monetária no período entre 1980 e 2009.

Variáveis	y	c	i	h	m	j	r	π
Economia real								
$DP[x](\%)$	3,3712	3,2885	5,6207	3,8895	7,4187	21,4949	13,0331	31,4796
$\frac{DP[x]}{DP[y]}$	1,0000	0,9755	1,6673	1,1537	2,2006	6,3760	3,8660	9,3378
$CORR[x,y]$	1,0000	0,9541	0,7600	0,7349	0,6131	-0,5665	-0,1990	-0,5359
Economia-padrão – Crescimento monetário constante								
$DP[x](\%)$	3,3709	2,4417	5,8016	3,5012	3,1213	0,3485	0,6936	1,6874
$\frac{DP[x]}{DP[y]}$	1,0000	0,7244	1,7211	1,0387	0,9260	0,1034	0,2058	0,5006
$CORR[x,y]$	1,0000	0,9902	0,9893	0,9754	0,9521	-0,6700	-0,0426	-0,5351
Economia monetária – Crescimento monetário estocástico								
$DP[x](\%)$	3,371	2,442	5,802	3,501	5,397	1,878	0,694	15,195
$\frac{DP[x]}{DP[y]}$	1,000	0,724	1,721	1,039	1,601	0,557	0,206	4,508
$CORR[x,y]$	1,000	0,990	0,989	0,975	0,553	-0,128	-0,043	-0,063
$\gamma =$	3,371	2,442	5,802	3,501	8,024	3,118	0,694	15,706
$0,5969^{**}$	1,000	0,724	1,721	1,039	2,380	0,925	0,206	4,659
$\phi = 0,0000$	1,000	0,990	0,989	0,975	0,376	-0,081	-0,043	-0,064
$\gamma =$	3,371	2,442	5,802	3,502	10,477	4,207	0,694	14,062
$0,7969^{**}$	1,000	0,725	1,721	1,039	3,108	1,248	0,206	4,171
$\phi = 0,0000$	1,000	0,990	0,989	0,975	0,295	-0,067	-0,043	-0,074

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

Nota: * somente com choque tecnológico e ** com tecnológico e monetário.

perfeitamente flexíveis. Isso determina que os choques monetários provoquem um salto imediato no nível de preços, de forma a se ajustar a variação no crescimento da oferta de moeda. Em níveis elevados de persistência, o desvio-padrão do ciclo dos juros foi cerca de doze vezes superior ao obtido na economia-padrão e cerca de 35% superior ao obtido na economia monetária, mesmo assim, sua volatilidade foi inferior à encontrada nos fatos estilizados.

Os choques monetários indicaram um comportamento peculiar para a inflação, com o desvio-padrão dos ciclos se elevando com o aumento do grau de persistência, porém reduzindo-se para níveis muito elevados dessa correlação, fato que se observou para $\gamma = 0,7969$. Deste resultado, verifica-se que a volatilidade da π aumenta com o aumento da persistência; entretanto, o efeito do crescimento monetário é atenuado quando o nível de preços já está em patamares elevados, nos quais as suas flutuações tendem a responder menos às mudanças não antecipadas na taxa de crescimento da oferta de moeda.

Ao analisar a trajetória da inflação na economia brasileira, nota-se que, em momentos em que o nível de preços subiu para níveis críticos, considerando o contexto econômico, ele permaneceu nesse patamar por alguns períodos, caso verificado entre os anos 1983-1985, 1988-1990 e 2003-2005, corroborando os mecanismos inerciais da estabilidade inflacionária. Indicações desta característica foram destacadas por Arida & Rezende (1986), para o período de inflação crônica, e por Figueiredo & Marques (2009), para o período mais recente.

Por fim, a taxa real de juros apresentou comportamento constante, não respondendo ao processo de crescimento monetário estocástico, independentemente do grau de persistência simulado. Esse resultado pode ser discutido por meio da relação entre a taxa real de juros e a taxa de juros de longo prazo na economia brasileira.

Constatou-se que ambas mantiveram um comportamento similar, com valores médios de 10,46% e 10,25%⁶ ao ano, respectivamente, indicando que mudanças na taxa de crescimento da oferta monetária tendem a não afetar a taxa real de juros. Todavia, ressalta-se que, independentemente do grau de persistência do choque monetário, o modelo não captou de forma adequada os desvios-padrão dos ciclos de negócios das taxas de juros real e nominal observadas na economia brasileira e, devido a isso, os resultados relacionando a essas variáveis devem ser analisados com a cautela, ao passo que suas discussões propuseram indicar possíveis tendências e não propriamente explicações.

4 Conclusão

Este trabalho propôs-se a analisar os ciclos de negócios da economia brasileira ao longo das últimas três décadas, entre 1980 e 2009. As propriedades cíclicas foram obtidas a partir da adoção de um modelo de ciclos de negócios com inclusão da moeda, na linha dos modelos da Nova Síntese Neoclássica. A introdução de fatores monetários permite considerar que a condução da política monetária pode, de alguma forma, influenciar o comportamento cíclico da economia real. A adoção de um modelo com a inclusão da moeda justifica-se na medida em que a economia brasileira passou por fases distintas

⁶Comparação foi feita para o período entre 1995 e 2009, dado que a taxa de juros de longo prazo foi instituída em 1994.

de elevada instabilidade causada por desequilíbrios monetários e aumentos de produtividade.

Nesse sentido, foram simuladas diferentes economias artificiais. Primeiramente, foi simulada uma economia-padrão, na linha dos modelos de ciclos reais de negócios, somente com a introdução do choque tecnológico. Na etapa seguinte, foi simulada uma economia monetária, a qual foi obtida a partir da inclusão conjunta dos choques tecnológicos e de choques monetários, cujo objetivo foi examinar a existência ou não de efeitos cíclicos ligados às mudanças não previstas na taxa de crescimento monetário. As simulações das economias padrão e monetária permitiram identificar a forma e o padrão de como os ciclos de negócios respondem aos choques tecnológicos e monetários, ainda que não de forma completa. Para as variáveis reais os dois choques indicaram flutuações semelhantes; contudo, para as variáveis nominais os resultados encontrados se aproximaram mais da economia real, quando foram introduzidos os choques monetários.

Para tanto, os resultados forneceram conclusões de que a introdução dos choques monetários foi, em alguma medida, importante para a compreensão dos ciclos de negócios da economia brasileira, corroborando a hipótese proposta pelo trabalho, embora o efeito sobre a volatilidade das variáveis reais tenha sido de pequena magnitude. Ao considerar os choques monetários como parte da estrutura econômica, foi possível identificar melhor os efeitos da dinâmica econômica, os quais eram atribuídos apenas aos choques tecnológicos, apesar de serem, de fato, gerados por outros tipos de distúrbios.

Por outro lado, mesmo com as condições impostas, o modelo não permitiu reproduzir em magnitude adequada os desvios-padrão dos ciclos de negócios das variáveis relativas aos juros, aspecto que pode ser atribuído à própria estrutura do modelo, dado que a forma como as mudanças na taxa de crescimento da oferta monetária provocam efeitos no ciclo econômico pode ser considerada fraca, uma vez que os canais são indiretos, como também à possível ausência de algum mecanismo de transmissão da política monetária que capte a ciclicidade dessas variáveis. Dessa forma, deve ser enfatizado que, embora o modelo tenha obtido relativo sucesso na replicação dos momentos das variáveis reais, ele falhou ao explicar as variáveis monetárias. Em relação a esse aspecto, destaca-se que parte desse resultado se deve a grande instabilidade econômica das décadas de 1980 e parte da de 1990.

A partir dos resultados, foi possível constatar que se, por um lado, na recente trajetória da economia brasileira, o progresso tecnológico tem sido questão de suma importância, sobretudo à medida que a redução do *gap* tecnológico do país tornou-se um dos objetivos de política econômica, determinando níveis significativos de crescimento da produtividade, por outro, os choques nominais, mesmo quando a condução da política econômica centrou-se em modelos de política monetária que pressupõe a endogeneidade da oferta de moeda, condicionaram as decisões de política econômica bem como o comportamento dos agentes e, por sua vez, da volatilidade do ciclo econômico.

Complementando, a inclusão de fatores monetários nos modelos de ciclos de negócios, por sua própria generalização, pode acabar não reproduzindo de forma perfeitamente adequada as propriedades cíclicas das economias, ao passo que a incorporação de hipóteses mais específicas poderá tornar os modelos mais consistentes, como a introdução de outros tipos de distúrbios, como choques na taxa de juros. Esta, no entanto, torna-se a direção a ser seguida por futuras pesquisas nessa área, uma vez que a relevância e o papel dos di-

ferentes tipos de choques na explicação dos ciclos de negócios ainda é uma questão em aberto e necessita ser aprofundada.

Agradecimentos

Os autores agradecem ao Editor e aos avaliadores anônimos pelos comentários e sugestões. José A. Divino agradece ao CNPq pelo apoio financeiro. Qualquer erro remanescente é de responsabilidade exclusiva dos autores.

Referências Bibliográficas

Araújo, C. H. V. & Ferreira, P. C. G. (1999), 'Reforma tributária, efeitos alocativos e impactos de bem-estar', *Revista Brasileira de Economia* 53(2), 133–166.

Arida, P. & Rezende, A. L. (1986), Inflação inercial e reforma monetária, in P. Arida, G. Rozenwurcel & M. Bruno, eds, 'Inflação zero: Brasil, Argentina e Israel', Paz e Terra.

Bertolli, S. & Medeiros, N. H. (2003), 'Evolução da competitividade da indústria brasileira: uma análise a partir do movimento de reestruturação setorial nos anos de 90', XXXVIII Encontro Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Campo Grande, Mato Grosso do Sul.

URL: Disponível em: <http://www.sober.org.br/palestra/12/13O543.pdf>. Acesso em: 14/nov./2010.

Chari, V. V., Kehoe, P. J. & McGrattan, E. R. (1990), 'Sticky price models of the business cycle: can the contract multiplier solve the persistence problem?', Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Christiano, L. J. & Eichenbaum, M. (1992), 'Liquidity effects, monetary policy and the business cycle', Institute Reserve Bank of Minneapolis. Texto para discussão n.70.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. & Evans, C. L. (1998), *Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?*, Vol. 1, Handbook of Macroeconomics, pp. 65–148.

Cintra, M. A. M. (2006), A reestruturação patrimonial do sistema bancário brasileiro e os ciclos de crédito entre 1995 e 2005, in R. Carneiro, ed., 'A supremacia dos mercados e a política econômica do governo Lula', UNESP.

Colley, T. F. & Hansen, G. D. (1989), 'The inflation tax in a real business cycle model', *American Economic Review* 74(4), 733–748.

Colley, T. F. & Hansen, G. D. (1995), Money and the business cycle, in T. F. Colley, ed., 'Frontiers of business cycle research', Princeton: Princeton University Press.

Delfim Neto, A. (2009), 'Desenvolvimento econômico brasileiro: retrocessos e avanços', *Revista de Política Agrícola* 1, 5–20.

Ellery Jr, R. & Gomes, V. (2003), 'Modelo de solow, resíduo de solow e contabilidade do crescimento', Universidade Católica de Brasília.

- Ellery Jr, R. & Gomes, V. (2005), 'Modelo de solow, resíduo de solow e contabilidade do crescimento'.
- Ellery Jr, R., Gomes, V. & Sachsida, A. (2002), 'Business cycle fluctuations in brazil', *Revista Brasileira de Economia* **56**(2), 269–308.
- Figueiredo, E. A. & Marques, A. M. (2009), 'Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um modelo arfima-figarch', *Estudos Econômicos* **39**(2), 437–458.
- Fischer, S. (1977), 'Long-term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule', *Journal of Political Economy* **85**, 191–206.
- Friedman, M. & Schwartz, A. (1963), 'Money and business cycles', *The Review of Economics and Statistics* **45**(1), 32–64.
- Gavin, W. T. & Kydland, F. E. (1999), 'Endogenous money supply and the business cycle', *Review of Economic Dynamics* **2**(2), 347–367.
- Gleizer, D. L. (1991), 'Saving and real interest rate in brazil', *Revista de Econometria* **11**(1), 63–92.
- Goldfeld, S. M. & Sichel, D. E. (1990), The demanda for money, in F. H. Friedman, M. B.; Hahn, ed., 'Inflação zero: Brasil, Argentina e Israel', Vol. 1, Handbook of Monetary Economics.
- Gomes, V., Ellery Jr, R. & Bugarin, M. N. (2002), 'Long run implications of the brazilian capital stock and income estimates', Institute Reserve Bank of Minneapolis. Proceedings of the 2002 Latin American Meeting of the Econometric Society.
- Goodfriend, M.; King, R. (1997), 'The new neoclassical synthesis and the role monetary policy', NBER Macroeconomics Annual.
- Grandjean, Y. A. (2005), O canal de renda do trabalho como mecanismo de transmissão de política monetária, Dissertação mestrado em economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- Hansen, G. D. (1985), 'Indivisible labor and business cycle', *Journal of Monetary Economics* **16**(3), 309–327.
- Imrohorglu, A. (1989), 'Cost of business cycle with indivisibilities and liquidity constraints', *Journal de Economics Dynamic and Control* **97**(6), 1364–1383.
- Issler, J. V. & Piqueira, N. S. (2000), 'Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for brazil using three types of utility function', *Brazilian Review of Econometrics* **20**(2), 201–239.
- Kanczuk, F. (2002), 'Juros reais e ciclos reais brasileiros', *Revista Brasileira de Economia* **56**(2), 249–267.
- Kanczuk, F. (2004), 'Real interest rates and brazilian business cycles', *Review of Economics Dynamics* **7**, 436–455.

- Kanczuk, F. & Faria Jr, F. (2000), 'Ciclos reais para a indústria brasileira?', *Estudos Econômicos* 30(3), 335–350.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982), 'Time to build and aggregate fluctuations', *Econometrica* 50(6), 1345–1371.
- Long, J. B. & Plosser, C. (1983), 'Real business cycle', *Journal of Political Economics* 91(1), 1345–1370.
- Lopes, F. L. (1985), 'Inflação inercial, hiperinflação e desinflação: notas e conjecturas', *Revista de Economia Política* 5(2), 135–151.
- Lucas, R. E. (1972), 'Expectations and the neutrality of money', *Journal of Monetary Economics* 4, 103–124.
- Lucas, R. E. (1975), 'An equilibrium model of the business cycle', *Journal of Political Economics* 83(6), 1113–1144.
- Lucas, R. & Stokey, N. L. (1983), 'Optimal fiscal and monetary policy in an economy without capital', *Journal of Monetary Economics* 12(1), 55–93.
- Magalhães, M. A. d. (2005), 'Equilíbrio e ciclos', *Revista de Economia Contemporânea* 9(3), 509–554.
- McCandless, G. (2008), *The ABCs of RBCs: an introduction to dynamic macroeconomic models*, Massachusetts: Harvard University Press, Cambridge.
- Mehra, R. & Prescott, E. C. (1985), 'The equity premium: a puzzle', *Journal of Monetary Economics* 15, 145–161.
- Sidrauski, M. (1967), 'Rational choice and patterns of growth in monetary economy', *American Economic Review* 57(2), 534–544.
- Silveira, M. A. C. (2008), 'Using a bayesian approach to estimate and compare new keynesian dsge models for the brazilian economy: the role for endogenous persistence', *Revista Brasileira de Economia* 62(3), 333–357.
- Sin, H. L. & Gaglianone, W. P. (2006), 'Stochastic simulation of a dsge model for brazil', Munich Personal Repec Archive, University Library of Munich. Paper n. 20853.
- Snowdon, B. & Vane, H. R. (2005), *Modern macroeconomics: its origins, development and current state*, Edward Elgar Publishing, Inc., United Kingdom.
- Souza-Sobrinho, N. F. (2010), 'The role of interest rates in the brazilian business cycles', Brasília. Working Paper Series, 218, 1-43.
- Taylor, J. B. (1979), 'Staggered wage setting in a macro model', *American Economic Review*, 69, 108–113.
- Teles, V. K., Springer, P., Gomes, M., Paes, N. & Cavalcanti, A. (2005), 'Ciclos econômicos e métodos de filtragem: fatos estilizados para o caso brasileiro', *Economia* 6(2), 291–328.
- Uhlig, H. A. (1999), Toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily, in A. Marionn, R.; Scott, ed., 'Computational methods for the study of dynamic economies', Oxford University.

Val, P. R. C. & Ferreira, P. C. (2001), 'Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **31**(2), 213–248.

Walsh, C. E. (2003), *Monetary theory and policy*, 2 ed. edn, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge.

Apêndice A

Tabela A.1: Resultados dos testes de cointegração (Teste de Johansen) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Hipótese N. eq. coint.	Eigenvalue	Estatística Traço	Valor crítico 5%	Probabilidade
None*	0,397642	58,23467	42,91525	0,0008
At most 1*	0,220125	27,31360	25,87211	0,0329
At most 2*	0,180566	12,14765	12,51798	0,0576

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

* denota a rejeição da hipótese nula ao nível de 5%.

Tabela A.2: Testes de diagnósticos – normalidade, autocorrelação e heterocedasticidade – para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.

	Normalidade Teste Jarque-Bera	Autocorrelação Teste LM Breusch-Godfrey	Heterocedasticidade Teste de White
F estatístico	3,723206	3,751828	0,683842
Probabilidade	0,155423	0,038212	0,664425

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

Tabela A.3: Resultados dos testes de cointegração (Teste de Johansen) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Hipótese N. eq. coint.	Eigenvalue	Estatística Traço	Valor crítico 5%	Probabilidade
None*	0.907552	77.60346	42.91525	0.0000
At most 1*	0.433298	22.83786	25.87211	0.1140
At most 2*	0.346249	9.775650	12.51798	0.1377

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.

* denota a rejeição da hipótese nula ao nível de 5%.

Tabela A.4: Testes de diagnósticos – normalidade, autocorrelação e heterocedasticidade – para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1982 e 2009.

	Normalidade Teste Jarque-Bera	Autocorrelação Teste LM Breusch-Godfrey	Heterocedasticidade Teste de White
F estatístico	0,580055	1,482989	1,697223
Probabilidade	0,748243	0,253406	0,182262

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelos autores.