

CRÉDITO E DESEMPREGO NO BRASIL (2002-2015)^{1,2}

José Coelho Matos Filho³

Vladimir Kühn Teles⁴

Este artigo investiga como expansões de crédito impactam a dinâmica do desemprego. Nós estimamos modelos multivariados de séries de tempo (TVAR) para investigar os efeitos da diminuição das restrições de crédito sobre as taxas mensais de desemprego no Brasil, entre janeiro de 2002 e dezembro 2015, concluindo que as expansões de crédito reduziram as taxas de desemprego estrutural e tiveram um efeito expressivo sobre a persistência do desemprego durante o período de regime de escassez de crédito. Porém, observa-se que a relação entre crédito e desemprego é significativamente diferente em dois regimes: choques no crédito impactam forte e persistentemente quando as firmas se defrontam com um ambiente de restrição de crédito, mas são mais fracas e insignificantes no regime de crédito "normal".

Palavras-chave: desemprego; crédito; TVAR.

CREDIT AND UNEMPLOYMENT IN BRAZIL (2002-2015)

This article investigates how credit expansions impact the dynamics of unemployment. We estimated multivariate time series models (TVAR) to investigate the effects of decreasing credit constraints on monthly unemployment rates in Brazil between January 2002 and December 2015, concluding that the credit expansions has reduced structural unemployment rates, and that they had a significant effect on the persistence of unemployment during the credit scarcity period. At the same time it is observed that the relation between credit and unemployment is significantly different in two regimes: credit shocks impact strongly and persistently when firms are faced with a credit constraint environment, but they are weaker and insignificant in the "normal" credit regime.

Keywords: unemployment; credit; TVAR.

JEL: E24, E51, C32.

1 INTRODUÇÃO

Atualmente, uma parte importante do debate sobre o mercado de trabalho está centrada na discussão dos deslocamentos da curva de Beveridge⁵ nas economias ocidentais. De um lado há quem debite tais deslocamentos na conta das quebras estruturais nos mercados de trabalho dessas economias (Barnichon *et al.*, 2010; Tasci e Lindner, 2010). Outros, como Valletta e Kuang (2010), sugerem que tais

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe50n2art5>

2. Os autores agradecem as críticas e sugestões de um parecerista anônimo, algo que não o torna solidário com possíveis erros e omissões.

3. Professor da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará (FEAAC/UFC). *E-mail:* <jmatos@ufc.br>.

4. Professor da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas EESP/FGV. *E-mail:* <vladimir.teles@fgv.br>.

5. A curva de Beveridge é uma relação de equilíbrio em que a taxa de criação de novas vagas de emprego é igual à taxa de destruição de postos de trabalho. Para uma discussão detalhada, ver Pissarides (2000).

mudanças são temporárias e são consequências de incertezas que postergam a tomada de decisão dos empreendedores, que, combinadas com os resultados dos avanços do estado de bem-estar, aumentam o tempo de desemprego.⁶

Este artigo busca investigar como expansões no volume de crédito ofertado na economia afetam o desemprego. Em especial deseja-se verificar se expansões de crédito são capazes de deslocar a curva de Beveridge, indicando um impacto estrutural, e/ou se um ambiente com mais crédito reduz a persistência do desemprego e seu retorno ao nível original de *steady-state*.

Na literatura econômica brasileira, diversos estudos tratam das flutuações da taxa de desemprego. Entre estes, Pessôa e Barbosa Filho (2012) avaliam a natureza do desemprego com base em fatores demográficos, e evidenciam uma redução permanente da taxa de desemprego relacionada à universalização da educação; Santos (2013a) aborda os aspectos demográficos e o crescimento econômico para explicar a redução da taxa de desemprego entre os anos de 1998 e 2012; Santos (2013b) calibra um modelo de *job search* e conclui por uma redução do tempo médio de desemprego, sugerindo algo como um deslocamento para a esquerda da curva de Beveridge. Por fim, Silva e Pires (2014) decompõem a variação da taxa de desemprego em duas parcelas – a probabilidade de uma pessoa perder o emprego e a probabilidade de uma pessoa desocupada encontrar trabalho – e concluem que a criação de novas vagas de trabalho foi modesta na explicação da queda do desemprego.

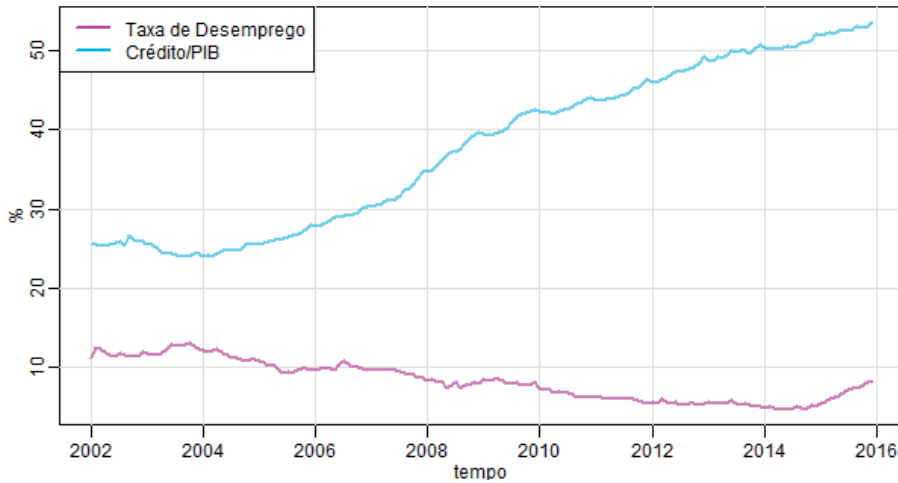
Os trabalhos citados são, basicamente, de natureza microeconômica, sugerindo a necessidade de pesquisas com foco macroeconômico e que objetivem explicar o comportamento da taxa de desemprego. Em nossa opinião, uma possível explicação de natureza macroeconômica para a redução do desemprego no Brasil, no período recente, reside na diminuição das restrições de acesso ao crédito privado por parte das firmas, decorrente de melhoras institucionais ocorridas, como, por exemplo, a promulgação da Lei de Falências, em junho de 2005. Nesse contexto, concomitantemente, em meados de 2005, começou uma queda consistente na taxa de desemprego (Ipea, 2012).

6. Para Valletta e Kuang (2010), os deslocamentos da curva de Beveridge são consistentes com um aumento de, no máximo, 1,25 ponto percentual (p.p.) na taxa de desemprego não inflacionária (*non-accelerating inflation rate of unemployment* – Nairu), e são explicados, basicamente, pela extensão do prazo do seguro-desemprego, algo entre 0,4 e 0,8 p.p. O restante (0,45 p.p.) é resultado do estouro da bolha imobiliária.

GRÁFICO 1

Evolução da proporção crédito/PIB¹ e do desemprego no Brasil

(Em %)

Nota: ¹ Produto interno bruto.

Obs.: Gráfico cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O Brasil experimentou, após esse período de ajustes institucionais, uma expansão significativa de crédito (gráfico 1), acompanhada por uma redução significativa da taxa de desemprego no mesmo período. Um fato particularmente relevante ocorrido na economia brasileira em junho de 2005, a promulgação da Lei n^o 11.101, conhecida como Nova Lei de Falências, veio com o objetivo tácito de modernizar o processo falimentar no Brasil,⁷ tendo como resultado visível uma expansão do crédito total, medido em relação ao PIB, em 80,29%, entre dezembro de 2004 e dezembro de 2010.

A respeito do papel exercido pelo crédito no desempenho da economia, há estudos que apontam o canal do crédito como o vetor dos efeitos reais da política monetária, em vez dos canais tradicionais da taxa de juros. Alguns destes estudos concluem que as assimetrias informacionais inerentes aos mercados financeiros, além da heterogeneidade dos tomadores de empréstimos, são responsáveis pelo racionamento do crédito (Jaffee e Russel, 1976; Stiglitz e Weiss, 1981). Outros, como Kiyotaki e Moore (1997), afirmam que a concessão de crédito aumenta com a atividade econômica, e a capacidade de endividamento das firmas é proporcional aos seus ativos penhoráveis.

7. Dados recentemente publicados pelo *Doing Business* do Banco Mundial apontam uma melhora significativa em indicadores de eficiência da Lei de Falências brasileira, com uma queda acentuada no tempo médio do procedimento de insolvência, que baixou de uma média de dez anos para quatro anos. Um efeito imediato trazido pela redução do tempo no procedimento de falência foi o aumento significativo da taxa de recuperação dos credores, aumentando em aproximadamente sessenta vezes o valor recuperado de uma firma insolvente, saindo de US\$ 0,2 recuperados por dólar para US\$ 12,1 por dólar.

Pissarides (2000) e Wasmer e Weil (2004) sugerem que as mudanças na política monetária, ao afetarem a eficiência dos mercados financeiros em promover o *matching* entre novos empreendimentos e agentes financiadores, ampliam as dificuldades de crédito, comparativamente a um mercado de crédito sem fricções, o que dificulta a criação de novas vagas de trabalho.

O objetivo deste trabalho é investigar se, no Brasil, no período de 2002 a 2015, a diminuição das dificuldades de acesso ao crédito teve papel influente na redução da taxa de desemprego, caracterizando uma tentativa de verificar, de um ponto de vista macroeconômico, os resultados sobre a redução das taxas de desemprego encontrados nos estudos citados anteriormente. Além disso, numa tentativa de confirmar ou negar a redução do tempo médio de desemprego constatado em Santos (2013a), investiga-se, nesse período, se ocorreu uma redução na persistência do desemprego.

Para aprofundar essa análise, o artigo está organizado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, à guisa de revisão da literatura do *matching* no mercado de crédito inter-relacionado com o *matching* no mercado de trabalho, apresenta-se o modelo de Wasmer e Weil (2004), complementado em Dromel, Kolakez e Lehmann (2010). O primeiro modelo (Wasmer e Weil, 2004) apresenta evidências de que as fricções no mercado de crédito aumentam as fricções no mercado de trabalho e a taxa de desemprego, e o segundo (Dromel, Kolakez e Lehmann, 2010) sugere que as fricções de crédito enrijecem o mercado de trabalho, aumentando a persistência do desemprego. Na terceira seção, utiliza-se a metodologia de vetores autorregressivos com limiares (TVAR) como ferramenta analítica para avaliar os efeitos da diminuição das restrições de crédito sobre a taxa de desemprego no Brasil. Na quarta seção reúnem-se as principais conclusões do trabalho.

2 O MATCHING NO MERCADO DE CRÉDITO

De acordo com Wasmer e Weil (2004), numa economia em que o mercado financeiro e o mercado de trabalho têm fricções, convivem três tipos de agentes: i) empreendedores, que têm ideias, mas não possuem capital próprio, nem habilidades produtivas; ii) trabalhadores, que possuem habilidades produtivas, mas não têm capacidade empresarial, nem capital; e iii) financiadores (banqueiros), que possuem capital, mas não têm habilidade empresarial, nem habilidade produtiva. Como a produção requer uma equipe formada por um empreendedor e um trabalhador e como há fricções no mercado de trabalho, é custoso ao empreendedor com uma ideia encontrar um trabalhador capaz de realizá-la. Nesse contexto, um novo empreendedor, com uma ideia, mas sem capital, necessita de uma fonte de financiamento que esteja disposta a financiá-lo. O processo de *matching* entre o empreendedor e o trabalhador segue a função côncava e homogênea de primeiro

grau nas variáveis vagas de trabalho (V) e desemprego (U), como em Pissarides (2000), com a medida da dificuldade da firma de encontrar um trabalhador disposto a aceitar uma proposta de trabalho (*tightness*) sendo dada por $\theta = \frac{V}{U}$, de modo que o *matching*, do ponto de vista da firma,⁸ é

$$\frac{h(U, V)}{V} = m(\theta^{-1}, 1) \equiv q(\theta), \quad q'(\theta) < 0. \quad (1)$$

Antes de produzir, o novo empreendedor necessita de recursos para financiar o processo de recrutamento do trabalhador apto a realizar a produção. Em um mercado de crédito imperfeito, um empreendedor com uma ideia, mas sem capital, recorre a uma fonte de financiamento externo (banco) disposta a financiá-lo. Nesse sentido, seja E o número de empreendedores em busca de financiadores (B). O fluxo de contratos firmados entre bancos e empreendedores segue uma função côncava, homogênea de primeiro grau em B e E , dada por $m(B, E)$, de modo que a função

$$\frac{m(B, E)}{E} = h(\phi^{-1}, 1) \equiv p(\phi), \quad p'(\phi) < 0 \quad (2)$$

é a probabilidade instantânea de o empreendedor encontrar financiamento disponível, com $\phi = \frac{E}{B}$ representando a dificuldade de o empreendedor encontrar um banqueiro disposto a financiá-lo. Por sua vez, analogamente, a probabilidade de o agente financeiro encontrar um empreendedor buscando financiamento é dada por $\phi p(\phi) = h(1, \frac{E}{B})$.

Para os objetivos do modelo, a vida do empreendimento pode ser decomposta em quatro estágios de duração: i) angariação de fundos de financiamento; ii) recrutamento; iii) criação de empregos; e iv) destruição de empregos.

No estágio inicial (estágio 0), o empreendedor busca, a um custo não pecuniário igual a c , um banco disposto a financiar (em troca de um repagamento futuro) a oferta de emprego, ao mesmo tempo que o banco busca clientes ao custo k . A probabilidade de correspondência (*matching*) entre os dois agentes – isto é, a probabilidade de que ocorra um movimento para o estágio 1 (estágio de recrutamento) – é $p(\phi)$.

No estágio 1, após encontrar um banco disposto a financiar a oferta de emprego, o empreendedor busca, a um custo γ , um trabalhador habilitado a operar a atividade da firma. A probabilidade de *matching* entre o empreendedor e o trabalhador é $q(\theta)$. Após encontrar o trabalhador habilitado a operar a

8. Do ponto de vista do trabalhador, a probabilidade correspondente é dada por $\frac{h(U, V)}{U} = p(\theta) \equiv \theta q(\theta)$, $p'(\theta) > 0$.

atividade, a firma pactua com o banco o valor ρ a ser pago, e isto encerra a fase de financiamento da firma.

Concluído o estágio de recrutamento, a firma move-se para o estágio de criação do emprego (estágio 2), quando gera um fluxo de produto (y), que é usado para pagar os valores referentes ao salário (w) do trabalhador e ao valor pactuado com o banco, no valor ρ por unidade de tempo, enquanto durar a ocupação da vaga de trabalho. No último estágio (estágio 3 ou estágio de destruição do emprego), o *matching* entre a firma e o trabalhador é destruído, com probabilidade s .

Dessa forma, no equilíbrio de longo prazo, os valores do banco, em cada estágio, são

$$rB_0 = -k + \phi p(\phi)(B_1 - B_0); \quad (3)$$

$$rB_1 = -\gamma + q(\theta)(B_2 - B_1); \text{ e} \quad (4)$$

$$rB_2 = \rho + s(B_3 - B_2). \quad (5)$$

Enquanto que os valores de equilíbrio correspondentes do empreendimento são

$$rE_0 = -c + p(\phi)(E_1 - E_0); \quad (6)$$

$$rE_1 = q(\theta)(E_2 - E_1); \text{ e} \quad (7)$$

$$rE_2 = y - w - \rho + s(E_3 - E_2). \quad (8)$$

A destruição do *matching* entre a firma e o trabalhador, com probabilidade s , impõe $B_3 = B_0$ e $E_3 = E_0$.

O contrato entre o banqueiro e o empreendedor especifica que o banco financiará, a um custo γ , por unidade de tempo, o processo de recrutamento do empreendedor, esperando que, em troca, o empreendedor repasse ao banqueiro uma quantia constante, de valor ρ , por unidade de tempo, enquanto a firma operar, valor este que é dado pela solução do seguinte problema de barganha de Nash,

$$\rho = \arg \max (B_1 - B_0)^\beta (E_1 - E_0)^{1-\beta}, \quad (9)$$

em que $\beta \in (0, 1)$ mede o poder de barganha do banqueiro.

As condições de equilíbrio desse problema indicam que

$$\beta(E_1 - E_0) = (1 - \beta)(B_1 - B_0), \quad (10)$$

assumindo a ausência de custos de criação (tanto do banco quanto da firma) no estágio 0, pela condição de livre entrada, $B_0 = E_0 = 0$. Assim, de acordo com (3) e (6),

$$B_1 = \frac{k}{\phi p(\phi)}; e \quad (11)$$

$$E_1 = \frac{c}{p(\phi)}. \quad (12)$$

Substituindo (11) e (12) em (10), em equilíbrio, o indicador da dificuldade de o empreendedor encontrar um banqueiro disposto a financiá-lo é

$$\phi^* = \left(\frac{1-\beta}{\beta} \right) \left(\frac{k}{c} \right). \quad (13)$$

Fazendo uso de (11) e (12) em (4) e (7), vem

$$B_1 = \frac{-\gamma + q(\theta)B_2}{r + q(\theta)}; e \quad (14)$$

$$E_1 = \frac{q(\theta)E_2}{r + q(\theta)}. \quad (15)$$

Além disso, fazendo uso do fato de que, pela condição de saída da firma, $B_3 = B_0$ e $E_3 = E_0$ e usando (5) e (8),

$$B_2 = \frac{\rho}{r + s}; e \quad (16)$$

$$E_2 = \frac{y - w - \rho}{r + s}. \quad (17)$$

A conexão das condições (14) a (17) com (10) mostra que o valor pago pelo empreendedor ao banqueiro, em cada unidade de tempo, é uma média ponderada dos valores presentes do produto da firma (líquido do pagamento de salários) e do pagamento do empréstimo feito pelo agente financeiro. Isto é,

$$\rho = \beta(y - w) + (1 - \beta) \frac{(r + s)\gamma}{q(\theta)}. \quad (18)$$

Como, no equilíbrio de livre entrada, os benefícios esperados pelo banqueiro e pelo empreendedor têm de ser iguais aos seus respectivos custos, então

$$\frac{k}{\phi p(\phi)} = \beta V(\theta); \text{ e} \quad (19)$$

$$\frac{c}{p(\phi)} = (1 - \beta)V(\theta); \quad (20)$$

em que $V(\theta) = \frac{q(\theta)}{r + q(\theta)} \left[\frac{y - w}{r + s} - \frac{\gamma}{q(\theta)} \right]$ é o valor do excedente da vaga de trabalho e é igual ao valor presente esperado do produto gerado pelo empreendimento, líquido de salários e custos de procura por trabalhador.

O lado esquerdo de cada uma das equações (19) e (20) depende unicamente de ϕ , enquanto o lado direito depende apenas de θ . A equação (19) é crescente no espaço (θ, ϕ) , com assíntota vertical θ (representando a única solução para a equação $V(\theta) = 0$). Como, por outro lado, a equação (20) é, por analogia, decrescente nas mesmas variáveis, então deve existir um par (θ^*, ϕ^*) , representando as dificuldades enfrentadas pelo empreendedor nos mercados de trabalho (θ^*) e de crédito (ϕ^*).⁹ Tal equilíbrio ocorre em $\phi^* = \left(\frac{1 - \beta}{\beta} \right) \left(\frac{k}{c} \right)$ e $\theta = \theta^*$. No limite, $p(\phi) \rightarrow +\infty$ implica $V(\theta) \rightarrow 0$ o que impõe $\theta \rightarrow \bar{\theta}$ resultado equivalente ao *tightness* do mercado de trabalho sem fricções de crédito de Pissarides (2000). No entanto, como comparar θ^* com $\bar{\theta}$? Pelas equações (19) e (20) e usando o fato de que, em equilíbrio, $\phi^* = \left(\frac{1 - \beta}{\beta} \right) \left(\frac{k}{c} \right)$, conclui-se que

$$\frac{\gamma}{q(\theta^*)} = \frac{\gamma}{q(\bar{\theta})} - \frac{c}{1 - \beta} \left[p \left(\frac{1 - \beta}{\beta} \frac{k}{c} \right) \right]^{-1} < \frac{\gamma}{q(\bar{\theta})}. \quad (21)$$

Como $q'(\theta) < 0$, então $\theta^* < \bar{\theta}$.

Um jeito óbvio de enxergar os efeitos das fricções do mercado de crédito sobre as vagas de trabalho e sobre o desemprego é comparando o seu efeito na curva de Beveridge, uma relação de equilíbrio, em que a taxa de criação de novos postos de trabalho $[\theta q(\theta)u]$ é igual à taxa de destruição de postos de trabalho $[s(1 - u)]$. Isto é, a curva de Beveridge mostra que¹⁰

9. A noção de que a equação (19) é crescente no espaço (θ, ϕ) decorre do fato de um mercado de crédito mais fácil do ponto de vista do empreendedor (ϕ alto) indicar um alto custo de entrada para os bancos, o que exige, como contrapartida, um mercado de trabalho mais folgado (θ alto). Por sua vez, a noção de que a equação (20) é decrescente no espaço (θ, ϕ) resulta do fato de que, como $p'(\phi) < 0$, o custo de entrada do empreendedor é alto, o que exige um mercado de trabalho mais fácil (maior θ) como contrapartida.

10. Nessa formulação da curva de Beveridge, a evolução temporal da taxa de desemprego é dada por $\dot{u} = \theta q(\theta)u - s(1 - u)$ em que s representa a probabilidade de destruição de postos de trabalho.

$$u = \frac{s}{s + \theta q(\theta)}. \quad (22)$$

Seja $u(\theta^*)$ a taxa de desemprego associada ao *tightness* de equilíbrio do mercado de trabalho com imperfeições no mercado de crédito e seja $u(\bar{\theta})$ seu similar em um mercado de crédito sem fricções, como em Pissarides (2000). Como, pela equação (21), $\theta^* < \bar{\theta}$, então $u(\theta^*) > u(\bar{\theta})$. Isto é, as fricções no mercado de crédito, ao reduzirem o número de financiadores dispostos a financiar os novos empreendimentos das firmas que não têm capacidade de se autofinanciar, funcionam como mecanismo de aumento da taxa de desemprego.

Um aspecto não discutido em Wasmer e Weil (2004) é como, na presença de restrições de crédito, a taxa de desemprego converge entre estados estacionários. Este ponto é explorado em Dromel, Kolakez e Lehmann (2010), usando o fato de que a evolução do nível de emprego resulta da diferença entre a taxa de criação de novas vagas (fluxo de entrada no emprego) e a taxa de destruição de postos de trabalho (fluxo de saída do emprego). Isto é,

$$\dot{L} = \theta q(\theta)(1 - L) - \delta L. \quad (23)$$

No estado estacionário, essa relação representa a curva de Beveridge, definida como

$$L = \frac{\theta q(\theta)}{\delta + \theta q(\theta)}, \quad (24)$$

crescente no plano (L, θ) , em que L é o nível de emprego.

Do ponto de vista do empreendedor, a ocupação de uma vaga de trabalho gera um fluxo de bens (\mathcal{Y}), um fluxo de salários (w) e um fluxo de pagamentos ao banco (rk), de modo que o seu valor presente (J) obedece à equação

$$\rho J = y - w - rk - \delta J + \dot{J}, \quad (25)$$

na qual o fator de desconto (ρ) é aumentado pela taxa de destruição de vagas de trabalho (δ).

Por sua vez, como a ocupação de uma vaga de trabalho ocorre à taxa $q(\theta)$ e uma vaga de trabalho não ocupada não embute custos ou ganhos, então seu valor presente (J^V) satisfaz

$$\rho J^V = q(\theta)(J - J^V) + \dot{J}^V. \quad (26)$$

Do ponto de vista do agente financiador do empreendimento, a ocupação da vaga de trabalho rende um fluxo de recebimentos rk , de modo que seu valor presente (B) satisfaz a equação

$$\rho B = rk - \delta B + \dot{B} \quad (27)$$

Similarmente, dado que uma vaga de trabalho não ocupada impossibilita o empreendedor de amortizar o débito, do ponto de vista do financiador, o valor de uma vaga não ocupada (B^V) satisfaz a equação

$$\rho B^V = q(\theta)(B - B^V) + \dot{B}^V \quad (28)$$

Assumindo livre entrada no mercado de crédito, de modo que, no equilíbrio, a taxa de juros assegura lucro nulo ao setor bancário ($B^V = k$ e $\dot{B}^V = 0$), então

$$B = k \left(1 + \frac{\rho}{q(\theta)} \right). \quad (29)$$

Note-se que para o empreendedor e o banco financiador, o valor agregado de uma vaga de trabalho ocupada ($J + B$) representa um benefício igual ao produto menos o salário ($y - w$), descontado pelo fator de desconto (ρ). Como o *matching* é dissolvido à taxa δ , então

$$J + B = \frac{y - w}{\rho + \delta}. \quad (30)$$

Como, para o empreendedor, a criação de uma vaga de trabalho custa $c \geq 0$, e seu valor é $J^V \geq c$, então, em equilíbrio, $J^V = c$ e $\dot{J}^V = 0$. Usando (25) e (26), tal equilíbrio implica

$$J = c \left(1 + \frac{\rho}{q(\theta)} \right). \quad (31)$$

Usando esse resultado, juntamente com (29) e (30), o rendimento da criação de uma vaga de trabalho para o empreendedor e o financiador, conjuntamente, será

$$\frac{y - w}{\rho + \delta} = (c + k) \left(1 + \frac{\rho}{q(\theta)} \right). \quad (32)$$

Por esse resultado, a curva de criação de vagas de trabalho (*job creation* ou JC) é horizontal no plano (L, θ) e θ é constante.¹¹ Porém, para menores valores de θ ,

11. Um cálculo simples mostra que, nesse caso, $\theta = q^{-1} \left(\frac{\rho(c+k)(\rho+\delta)}{(y-w) - (c+k)(\rho+\delta)} \right)$.

$J^V \geq c$, caso em que o empreendedor desejará criar novas vagas de trabalho, até que $J^V = c$. Isto é, a curva J^C será crescente no espaço (L, θ) quando $J^V \geq c$.

Por outro lado, num mercado de trabalho em que o empreendedor depende de financiamento externo, o agente financiador atribuirá um valor positivo ao empréstimo mesmo quando o empreendedor devedor deixar de honrar a dívida. Nesse caso, o agente financiador passará a administrar o empreendimento mesmo que não tenha habilidade necessária para tal, se comparado com o empreendedor, de modo que o empreendimento será mantido, juntamente com as vagas de trabalho existentes, embora não haja criação de novas vagas. Isto é, num mercado de trabalho com restrições de crédito, haverá mais barreiras à criação de novas vagas de trabalho do que em um mercado de trabalho sem restrição de crédito.

Para caracterizar os efeitos das restrições de crédito sobre a dinâmica do emprego, suponha que o crédito ofertado, dado por $k(V + L)$, é proporcional ao valor total das vagas ocupadas, $\mu L(J + B)$. Isto é, $\mu L(J + B) \geq k(V + L)$, com $\mu \geq 1$ representando o multiplicador de crédito de Kiyotaki e Moore (1997). Como, nesse caso, o valor de uma vaga de trabalho é constante¹² e como a vaga de trabalho é o único ativo do empreendimento, então, quanto maior for o número de vagas ocupadas, maior será a oferta de crédito e maior será o multiplicador (μ). Por outro lado, quanto maior μ , menores serão as restrições impostas no mercado de crédito.

Definindo $V = \theta(1 - L)$ e usando a equação (30) para determinar o valor de uma vaga ocupada, o equilíbrio do mercado de trabalho, com restrição de crédito, será

$$\theta = \left(\frac{\mu y - w}{k \rho + \delta} - 1 \right) \left(\frac{L}{1 - L} \right). \quad (33)$$

A pergunta que emerge dessa discussão é: quão persistente será o desemprego num mercado de trabalho sujeito a restrições de crédito *vis à vis* um mercado de trabalho sem restrições de crédito?

Pela equação (23) a taxa de crescimento do nível de emprego (\dot{L}) é igual à diferença entre a taxa de saída do desemprego [$\theta q(\theta)(1 - L)$] e a taxa de entrada no emprego (θL), de modo que seu comportamento entre equilíbrios de *steady state* será dado por

$$\frac{\partial \dot{L}}{\partial L} = -(\delta + \theta q(\theta)) + \frac{\partial \theta q(\theta)}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial L} (1 - L). \quad (34)$$

12. Ver equação (30).

Num mercado de trabalho sem restrições de crédito, a curva de criação de novas vagas (JC) é horizontal e $\frac{\partial \theta}{\partial L} = 0$, de modo que $\frac{\partial \dot{L}}{\partial L} = -(\delta + \theta q(\theta)) < 0$. Nesse caso, o nível de emprego converge de modo autorregressivo para seu valor de *steady state*.

Por outro lado, num mercado de trabalho sujeito a restrições de crédito, a curva JC é crescente em θ , e o nível de emprego converge mais lentamente para o equilíbrio de *steady state*, indicando que, quando restrições de crédito são adicionadas às restrições do mercado de trabalho, o desemprego se torna mais persistente.

Para verificar isso, basta reescrever a equação (34) como

$$\frac{\partial \dot{L}}{\partial L} = -(\delta + \theta q(\theta)) + (1 - \eta(\theta)) \frac{\theta q(\theta)}{L}, \quad (35)$$

na qual $\eta(\theta) \equiv -\frac{\theta}{q(\theta)} \frac{\partial q(\theta)}{\partial \theta} \in (0, 1)$ é a elasticidade da função *matching*, medida em relação ao desemprego, indicando que $\frac{\partial \dot{L}}{\partial L} > 0$.

3 CRÉDITO E DESEMPREGO NO BRASIL

A maior parte da literatura sobre ciclos econômicos que incorpora a noção de fricções nos mercados de crédito discute as restrições daí resultantes enfrentadas pelos tomadores, mas não discute as restrições enfrentadas pelos intermediários financeiros (Jaffee e Russel, 1976; Stiglitz e Weiss, 1981; Bernanke e Gertler, 1989; Kiyotaki e Moore, 1997, entre outros). Isto é, discutem-se os problemas de acesso ao crédito, mas não se discutem os problemas de intermediação financeira. Por exemplo, em Kiyotaki e Moore (1997) discute-se a noção de custos de agência nos contratos de crédito separando, do ponto de vista do tomador de crédito, os custos de financiamento internos e externos, mas não se consideram as relações entre poupadores e intermediários financeiros, um problema resolvido em Gertler e Kiyotaki (2010), em que é construído um modelo em que o ciclo econômico incorpora as restrições de crédito impostas aos intermediários financeiros, supondo que “as famílias depositam fundos nos intermediários financeiros que, por sua vez, os emprestam às firmas não financeiras” (Gertler e Kiyotaki, 2010, p. 4).

Os efeitos das imperfeições de crédito sobre as taxas de desemprego são modelados em Wasmer e Weil (2004), Rendon (2005), Monacelli, Quadri e Trigari (2011), entre outros. Tais modelos têm em comum o fato de que as imperfeições do mercado de crédito impõem dificuldades adicionais à criação de novas vagas de trabalho quando a criação destas requer financiamento externo. Em Wasmer e Weil (2004) as fricções do mercado de crédito amplificam volatilidade da economia via acelerador financeiro, o que dificulta a criação de novas vagas de trabalho pelas firmas. Em Rendon (2005) a restrição de liquidez restringe a criação de vagas de trabalho mesmo em mercados de trabalho mais flexíveis, com as firmas usando

tal flexibilidade como estratégia de suavização dos efeitos das restrições financeiras sobre o mercado de trabalho. Em Monacelli, Quadrini e Trigari (2011), por razões estratégicas, as firmas preferem o financiamento externo ao financiamento interno, de modo que as restrições do mercado de crédito dificultam a criação de novas vagas de trabalho.

A incidência das imperfeições do mercado de crédito sobre o nível do desemprego e a maneira como essas imperfeições influenciam a dinâmica da transição da taxa de desemprego entre equilíbrios de *steady state* é avaliada em Dromel, Kolakez e Lehmann (2010) à luz da contribuição teórica de Kiyotaki e Moore (1997), estimando um modelo de dados em painel para vinte países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), em que as restrições de crédito, além de aumentarem o nível de desemprego no *steady state*, aumentam a persistência do desemprego. Além disso, este modelo permite analisar o comportamento dinâmico das variáveis entre equilíbrios de *steady state*. Deste modo, como na literatura pertinente, o crédito funciona como propagador de choques.

Como estamos interessados em avaliar apenas o caso brasileiro e como o modelo desenvolvido em Dromel, Kolakez e Lehmann (2010) possibilita analisar o comportamento dinâmico das variáveis entre equilíbrios de *steady state* e, além disso, temos a preocupação de lidar com as endogeneidades presentes entre as variáveis, em vez de estimar um modelo linear univariado, preferimos estimar modelos com vetores autorregressivos (VAR). Por outro lado, em razão do possível papel do crédito como propagador de choques, optamos por estimar um VAR com *threshold* (TVAR), em que os regimes são definidos a partir de um limiar da relação crédito/PIB, sendo classificados como regimes de crédito “restrito” e “normal”.

3.1 Dados

Nós empregamos dados mensais para as séries consideradas de janeiro de 2002 a dezembro de 2015. O crédito é representado pela série “Saldo da Carteira de Crédito em Relação ao PIB”, calculada pelo Banco Central (série 20622), e a série de desemprego é a taxa de desemprego mensal divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Nós utilizamos as séries em logaritmos após dessazonalizá-las. Os logaritmos das variáveis de crédito (CR_t) e desemprego (U_t) são ambos $I(1)$, algo comprovado pelos testes de raízes unitárias, conforme apresentados na tabela 1.

TABELA 1
Testes de raízes unitárias (ADF)

Variável	Valor do teste	p-valor
CR_t	-2,5472	0,3493
U_t	-1,0407	0,9291

Elaboração dos autores.

Em seguida, à guisa de confirmação da relação de cointegração, sem a qual não seria possível a estimação do VAR, como aponta Sims, Stock e Watson (1990), realizamos o teste de cointegração de Johansen, que apontou a existência de um único vetor de cointegração, com nível de significância de 1%, conforme apresentado na tabela 2.

TABELA 2
Teste de cointegração de Johansen

	Valor do teste	Valores críticos		
		10%	5%	1%
$r \leq 2$	2,39	10,49	12,25	16,26
$r \leq 1$	8,80	16,85	18,96	23,65
$r = 0$	32,18	23,11	25,54	30,34

Elaboração dos autores.

3.2 Estimação do TVAR

Apesar das diferenças, uma característica comum aos modelos de ciclos reais referidos anteriormente é o papel do crédito na propagação dos choques, o que resulta em dinâmicas não lineares (mudança de regime) e respostas assimétricas, mesmo que os choques não sejam originados no mercado de crédito. Neste caso, em vez de estimar um VAR tradicional, a melhor estratégia parece ser estimar um VAR com *threshold* (TVAR), em que os regimes de crédito mudam como resultado tanto de choques no crédito como em outras variáveis que não o crédito (Balke, 2000).

Consideremos, então, um TVAR estrutural com dois regimes. Dado o vetor de variáveis endógenas (y), contendo as variáveis crédito (CR_t) e desemprego (U_t), o modelo pode ser representado como na equação (36):

$$y_t = c_j + \sum_{i=0}^p A_{j,t} y_{t-i} + \varepsilon_{t,j}, \quad (36)$$

na qual $j = 1$ se $w_{t-d} < r$ e $j = 2$ caso contrário; w_{t-d} representa a variável *threshold* relevante para as mudanças de regime; d é seu número de defasagens; r é o valor do *threshold*; c_j é o vetor de constantes; P é o número de defasagens do VAR; e $A_{j,i}$ é a matriz de coeficientes do regime j e defasagem i . Note que o TVAR é linear em cada regime, com a mudança de parâmetros entre os regimes caracterizando as não linearidades.

Nesse sentido, para testar a existência de não linearidades no VAR, é apropriado aplicarmos o teste de Lo e Zivot (2001), cujo resultado, na tabela 3, sugere a rejeição da hipótese de linearidade – ou da existência de um único regime –, utilizando-se o crédito como proporção do PIB (CR_t) como variável de *threshold*.

TABELA 3
Teste de Lo e Zivot (1 vs 2 regimes)

Valor do teste	Valores críticos				p -valor
	90%	95%	97,5%	99%	
57,89	20,88	20,94	20,97	20,99	0,0000

Elaboração dos autores.

Como a linearidade do VAR é rejeitada e temos poucas observações, assumimos a existência de apenas dois regimes. Com o objetivo de observar a robustez da nossa estimação, utilizamos duas medidas de *trimming* para estimar o TVAR, a saber, 0.1 e 0.3, de forma que, no primeiro caso, permitimos uma liberdade maior ao modelo na escolha do ponto de *threshold*, e no segundo caso impusemos o uso de um número maior de informações na estimação dos regimes.

Uma vez realizada a estimativa do TVAR, o próximo passo deverá ser analisar as funções de resposta aos impulsos. Em uma configuração não linear, a reação de uma variável endógena a um choque depende da história passada, do estado da economia e do tamanho do choque em estudo no momento 0, além do tamanho e do sinal de todos os choques que atingem a economia no período de interesse (um choque no momento t pode desencadear uma mudança de regime até o tempo $t + d$, no qual d é o atraso estimado do limite). A fim de calcular a média das influências da história e de todos os outros choques, métodos de simulação são necessários para recuperar a função de resposta a impulso generalizada – *generalized impulse response function* (GIRF) – (Koop *et al.*, 1996). Em particular, se definirmos ε_t como o choque para a variável de interesse, um horizonte m e uma história w_{t-1} , podemos definir a GIRF como na equação (37).

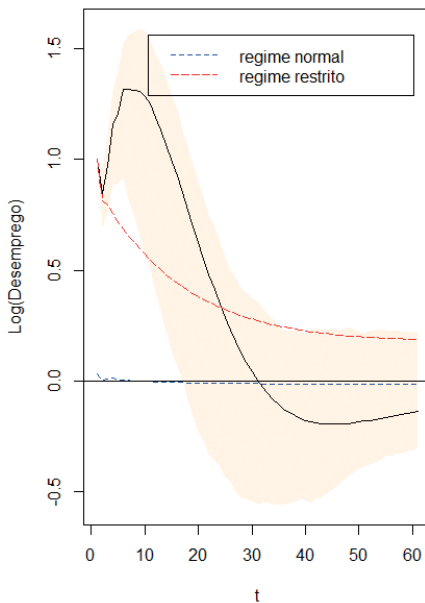
$$GIRF = E[X_{t+m} | \varepsilon_t, \varepsilon_{t+1} = 0, \dots, \varepsilon_{t+m} = 0, w_{t-1}] - E[X_{t+m} | \varepsilon_t = 0, \dots, \varepsilon_{t+m} = 0, w_{t-1}]. \quad (37)$$

Na prática, para se obter as GIRFs, é necessário simular o modelo para qualquer possível ponto de partida ao longo do horizonte de tempo, alimentando o sistema com choques a partir de um *bootstrap*, e repetir o exercício adicionando um novo choque de um desvio-padrão do choque fundamental no modelo linear. O procedimento é feito centenas de vezes com séries recém-geradas de resíduos inicializados. As respostas aos choques específicos de um determinado regime são recuperadas pela média dos resultados da simulação.

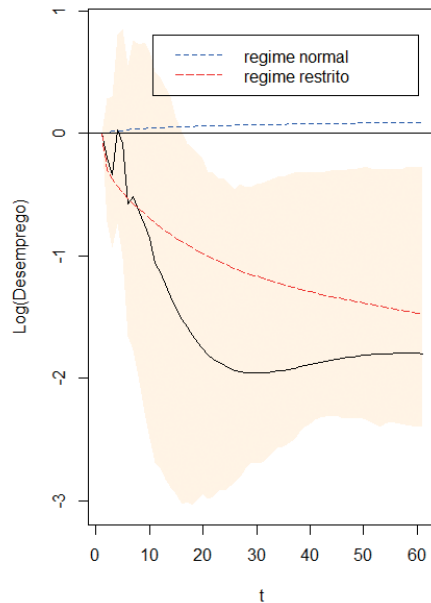
GRÁFICO 2

Respostas do desemprego a choques a partir do TVAR (*trimming* = 0,1)

2A – Impulso no Log (desemprego)



2B – Impulso no Log (crédito)



Elaboração dos autores.

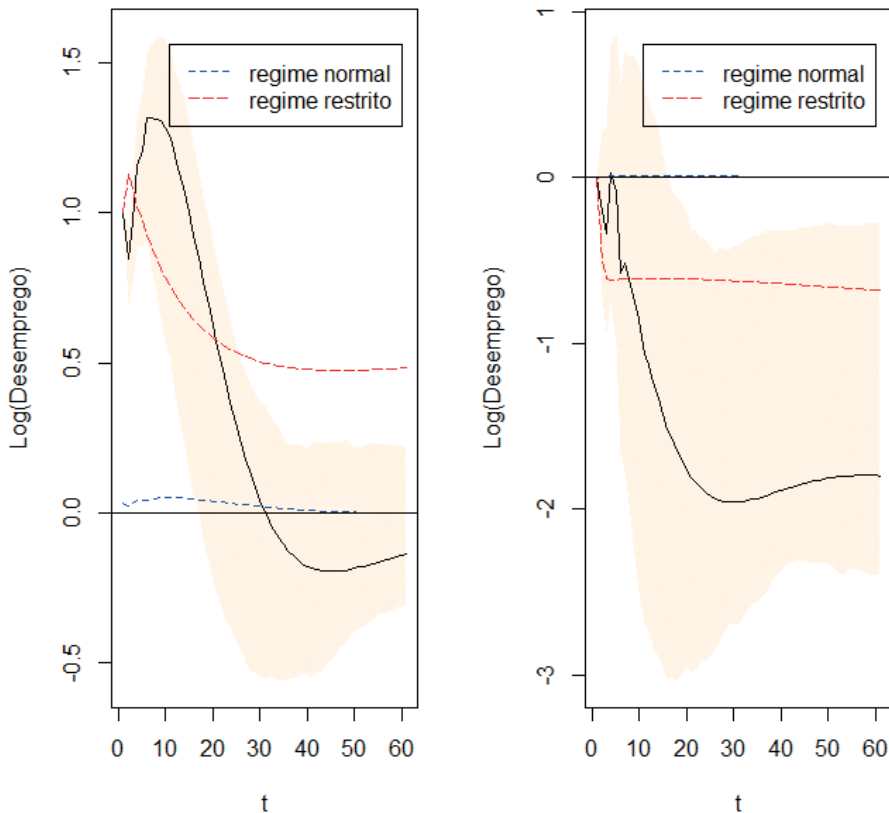
Obs.: Gráfico cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

GRÁFICO 3

Respostas do desemprego a choques a partir do TVAR (*trimming* = 0,3)

3A – Impulso no Log (desemprego)

3B – Impulso no Log (crédito)



Elaboração dos autores.

Obs.: Gráfico cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Os gráficos 2 e 3 apresentam as respostas do desemprego a choques no crédito e no próprio desemprego fornecidos pelas GIRFs obtidas pela estimação do TVAR, comparando-as com o resultado do VAR linear,¹³ deixando clara a natureza não linear do comportamento do desemprego como resultado de choques no crédito, em ambientes com mais e menos restrições.

O gráfico 2 apresenta o resultado da estimação com *trimming* igual a 0,1, o que conduz a uma situação em que o regime “normal” tem só 18,6% das observações, correspondente a 31 delas, com valor do *threshold* estimado em 3,90, equivalendo a um nível de Crédito/PIB de 49,52%. Como, nesse caso, o número de observações do

13. As linhas sólidas nos gráficos 2 e 3 representam as respectivas funções de impulso-resposta (IRF) do VAR linear.

regime “normal” é muito pequeno, optamos por estimar outra versão, aumentando o *trimming* para 0,3, cujo resultado é apresentado gráfico 3, situação em que o regime “normal” conta com 36,6% das observações, totalizando 61 delas, com valor do *threshold* estimado em 3,44, que equivale ao nível de Crédito/PIB de 31,16%.

Como sugerido em Zheng e Fry-McKibbin (2013) e Schmidt (2013), calculamos as bandas de confiança realizando um *bootstrap* a partir dos resíduos do TVAR. Em ambos os casos, para facilitar a visualização das figuras, optamos por não incluí-las, embora em todos os casos as respostas do regime “restrito” sejam estatisticamente significantes, enquanto que as do regime “normal” não o são.

Assim, os resultados do TVAR sugerem que o desemprego responde forte e persistentemente a choques no crédito em um ambiente de crédito restrito, mas não em um ambiente de crédito mais abundante. Isso corrobora a ideia de que apenas em um ambiente com mais fricção financeira e com escassez de crédito, as expansões de crédito são relevantes para estimular a atividade econômica. Ao mesmo tempo, no ambiente de crédito “restrito”, as respostas do desemprego a choques no próprio desemprego são significantes e consideravelmente maiores do que no regime de crédito mais abundante, quando a volatilidade do desemprego tende a ser menor.

Adicionalmente, a comparação dos resultados apresentados nos gráficos 2 e 3 nos fornece um *insight* interessante. No gráfico 2, em que o regime de crédito “restrito” inclui um período com maior abundância de crédito do que o apresentado pelo gráfico 3, a resposta ao desemprego apresenta uma convergência muito mais rápida, em conformidade com o predito pela equação (35) no modelo destacado na seção 2, que prevê que a elasticidade da função de *matching* no mercado de trabalho depende do grau de fricção financeira à qual a economia está exposta. Tal resultado é compatível com o de Dromel, Kolakez e Lehmann (2010), de que, em um ambiente de maior abundância de crédito, o processo de *search* e *matching* no mercado de trabalho é menos custoso, reduzindo, assim, a amplitude dos ciclos de desemprego.

Dessa forma, o TVAR indica fortemente que a expansão do crédito teve um papel relevante na redução do desemprego no período analisado, bem como de sua persistência, porém sugere também que tal feito não remanesce no período mais recente, quando atingimos um regime “normal” de crédito, com menor escassez.

4 CONCLUSÕES

Neste artigo, usamos a base analítica desenvolvida em Dromel, Kolakez e Lehmann (2010), que, à luz da contribuição teórica de Kiyotaki e Moore (1997), concluem que, na presença de restrições de crédito, o valor máximo de crédito a que um empreendimento tem acesso é proporcional ao valor dos seus ativos penhoráveis, de modo que, quanto menor for o valor desses ativos, menor será o surgimento de novos empreendimentos e menor será a criação de vagas de trabalho.

Além disso, na presença de restrições de crédito, à medida que o desemprego converge para o equilíbrio de *steady state*, a oferta de vagas de trabalho diminui, afetando negativamente o valor dos ativos penhoráveis. Isto é, a dinâmica de transição entre equilíbrios de *steady state* é arrefecida, e o desemprego torna-se mais persistente na presença de restrições de crédito.

Esse panorama é confirmado pelas GIRFs, resultantes dos modelos TVAR aqui estimados. Com efeito, as figuras das diversas GIRFs apontam para uma redução da taxa de desemprego, resultante da expansão do crédito durante o período de regime mais restrito, num claro sinal da validade do acelerador financeiro de Kiyotaki e Moore (1997). No entanto, para o período mais recente, com menos restrição de crédito, tal resultado não se mantém, ou seja, expansões de crédito passaram a ter efeitos inexpressivos e insignificantes no desemprego.

Ao mesmo tempo, é possível observar, nas GIRFs fornecidas pela estimação do TVAR, que há uma diminuição da persistência do desemprego em um ambiente com menor restrição de crédito, resultado este que corrobora a hipótese de que a elasticidade da função de *matching* no mercado de trabalho depende das fricções financeiras.

Uma explicação possível para esse fato está relacionada à rigidez das leis trabalhistas. Há evidências internacionais de que a magnitude das respostas do emprego aos choques varia negativamente com o grau de proteção ao emprego (Botero *et al.* 2004), resultando em dificuldades de dispensa de quem está empregado e em aumento do desemprego. Outros efeitos da legislação trabalhista são o fortalecimento dos sindicatos e as barreiras à expansão do emprego resultantes de sua atuação. Neste particular, Monacelli, Quadrini e Trigari (2011) argumentam que, em razão dos problemas de barganha salarial com sindicatos, as empresas preferem endividar-se a utilizarem capital próprio, já que o maior endividamento reduz seu excedente líquido, diminuindo o poder de barganha dos sindicatos na determinação dos salários pagos aos trabalhadores. Nesse caso, a dificuldade de acesso ao crédito acarreta dificuldades na geração de emprego, mesmo naquelas empresas em que não há restrições de liquidez.

No lado normativo, nossos resultados empíricos sugerem que as condições do mercado de crédito devem ser levadas em conta na elaboração de intervenções de política para combate ao desemprego. Nos períodos em que as empresas enfrentaram dificuldades crescentes para contrair empréstimos para financiar suas atividades de produção e investimento, expansões do crédito parecem ter sido eficazes para reduzir o desemprego, bem como sua persistência. Porém, tal resultado não deve ser esperado a partir do momento em que a restrição de crédito por que passa a economia não seja tão elevada.

REFERÊNCIAS

- BALKE, N. S. Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. **Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 2, p. 344-349, 2000.
- BARNICHON, R. *et al.* Which industries are shifting the beveridge curve? **Federal Reserve Bank of San Francisco**, Dec. 2010. (Working Papers Series, n. 2010-32).
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. Agency costs, net worth, and business fluctuations. **American Economic Review**, v. 79, p. 14-31, 1989.
- BOTERO, J. C. *et al.* The regulation of labor. **Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n. 4, p.1339-1382, nov. 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/3qt8WPd>>.
- DROMEL, N. L.; KOLAKEZ, E.; LEHMANN, E. Credit constraint and the persistence of unemployment. **Labour Economics**, v. 17, p. 823-834, 2010.
- GERTLER, M.; KIYOTAKI, N. Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis. *In*: **Handbook of Monetary Economics**. Elsevier, 2010.
- IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **PNAD 2011**: primeiras análises sobre o mercado de trabalho brasileiro. Rio de Janeiro: Ipea, 2012. (Comunicado do Ipea, n. 156).
- JAFFEE, D.; RUSSEL, T. Imperfect information, uncertainty, and credit rationing. **Quarterly Journal of Economics**, v. 94, n. 4, 1976.
- KOOP, G. *et al.* Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.
- KIYOTAKI, N.; MOORE, J. Credit Cycles. **Journal of Political Economy**, v. 105, n. 2, 1997.
- LO, M.; ZIVOT, E. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. **Macroeconomic Dynamics**, v. 5, p. 533-576, 2001.
- MONACELLI, T.; QUADRINI, V.; TRIGARI, A. **Financial markets and unemployment**. Cambridge: NBER, 2011. (NBER Working Paper, n. 17389). Disponível em: <<https://bit.ly/3qoWfVC>>.
- PESSÔA, S. A.; BARBOSA FILHO, F. H. Uma análise da redução da taxa de desemprego. **REAP – Rede de Economia Aplicada**, 2012. (Working Paper, n. 028).
- PISSARIDES, C. A. **Equilibrium unemployment theory**. 2nd. England: The MIT Press, 2000.
- RENDON, S. **Job creation and investment in imperfect capital and labor markets**. México: Instituto Tecnológico Autónomo de México, 2005.

SANTOS, F. S. Ascensão e queda do desemprego no Brasil: 1998-2012. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA/ANPEC*, 41., 10 a 13 de dezembro, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2013a.

SANTOS, L. F. D. **Calibrando um modelo de job search para explicar a queda na duração média do desemprego no Brasil**. 2013. Graduação (Monografia) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013b.

SCHMIDT, J. **Country risk premia, endogenous collateral constraints and non-linearities: a threshold VAR approach**. 2013. Working Paper, Mimeo. Disponível em: <<https://bit.ly/39AFrUH>>.

SILVA, F. J. F.; PIRES, L. S. **Evolução do desemprego no Brasil no período 2003-2013: análise através das probabilidades de transição**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2014. (Working Paper Series, n. 349).

SIMS, C. A.; STOCK, H. J.; WATSON, W. M. Inference in linear time series with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, Jan. 1990. Disponível em: <<https://bit.ly/3bLEEmu>>.

STIGLITZ, J. E.; WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information. **The American Economic Review**, v. 71, n. 3, 1981.

TASCI, M.; LINDNER, J. Has the beveridge curve shifted? **Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Trends**, Aug. 2010.

VALLETTA, R.; KUANG, K. Is structural unemployment on the rise? **Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter**, Nov. 2010.

WASMER, E.; WEIL, P. The macroeconomics of labor and credit market imperfections. **American Economic Review**, v. 94, n. 4, 2004.

ZHENG, J.; FRY-MCKIBBIN, R. **Effects of US monetary policy shocks during financial crises: a threshold vector autoregression approach**. Canberra: Centre for Applied Macroeconomic Analysis; Crawford School of Public Policy; Australian National University, 2013. (CAMA Working Paper, n. 64).

Originais submetidos em: dezembro de 2015

Última versão recebida em: outubro de 2019

Aprovada em: outubro de 2019

