



Working  
Paper

495

Novembro de 2018



SAO PAULO SCHOOL  
OF ECONOMICS

# Crédito e Desemprego no Brasil: 2002 a 2015

José Coelho Matos Filho  
Vladimir Kühl Teles

As manifestações expressas por integrantes dos quadros da Fundação Getúlio Vargas, nas quais constem a sua identificação como tais, em artigos e entrevistas publicados nos meios de comunicação em geral, representam exclusivamente as opiniões dos seus autores e não, necessariamente, a posição institucional da FGV. Portaria FGV Nº19

Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV EESP  
[www.fgv.br/eesp](http://www.fgv.br/eesp)

# Crédito e Desemprego no Brasil: 2002 a 2015

José Coelho Matos Filho\*

Vladimir Kühl Teles\*\*

## Resumo

Este artigo investiga como expansões de crédito impactam a dinâmica do desemprego. Nós estimamos modelos multivariados de séries de tempo (VAR e TVAR (Threshold Vector Autoregression)) para investigar os efeitos da diminuição das restrições de crédito privado sobre as taxas mensais de desemprego no Brasil, entre janeiro de 2002 e dezembro 2015, concluindo que, a expansão de crédito reduziu as taxas de desemprego estrutural, e teve 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 fortemente e persistentemente quando as firmas se defrontam com um ambiente de restrição de crédito, mas eles são mais fracos e insignificantes no regime de crédito “normal”.

**Palavras Chave:** desemprego, crédito, TVAR.

## Abstract

This article investigates how credit expansions impact the dynamics of unemployment. We estimated multivariate time series models (VAR and TVAR (Threshold Vector Autoregression)) to investigate the effects of decreasing private credit constraints on monthly unemployment rates in Brazil between January 2002 and December 2015, concluding that the Credit expansion has reduced structural unemployment rates, but thand also they had an impressive effect on the persistence of unemployment. 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.

**Classificação JEL:** E24, E51, C32.

---

\* FEAAC/UFC. E-mail: jmatos@ufc.br

\*\* EESP/FGV. E-mail: Vladimir.Teles@fgv.br

## 1. Introdução

Atualmente, uma parte importante do debate sobre o mercado de trabalho está centrada na discussão dos deslocamentos da curva de Beveridge<sup>1</sup> nas economias ocidentais. De um lado há quem debate 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 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<sup>2</sup>.

O presente artigo busca investigar como expansões no volume de crédito ofertado na economia afetam o desemprego. Em especial desejamos 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. Dentre estes, Pessoa e Barbosa Filho (2012) avalia a natureza do desemprego com base em fatores demográficos e evidencia uma redução permanente da taxa de desemprego relacionada à universalização da educação; dos Santos (2013) aborda os aspectos demográficos e o crescimento econômico para explicar a redução da taxa de desemprego entre os anos de 1998 e 2012; Santos (2013) 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) decompõe 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 conclui que a criação de novas vagas de trabalho foi modesta na explicação da queda do desemprego.

Os trabalhos acima são, basicamente, de natureza microeconômica, sugerindo a necessidade de pesquisas com foco macroeconômico e que objetivem explicar o

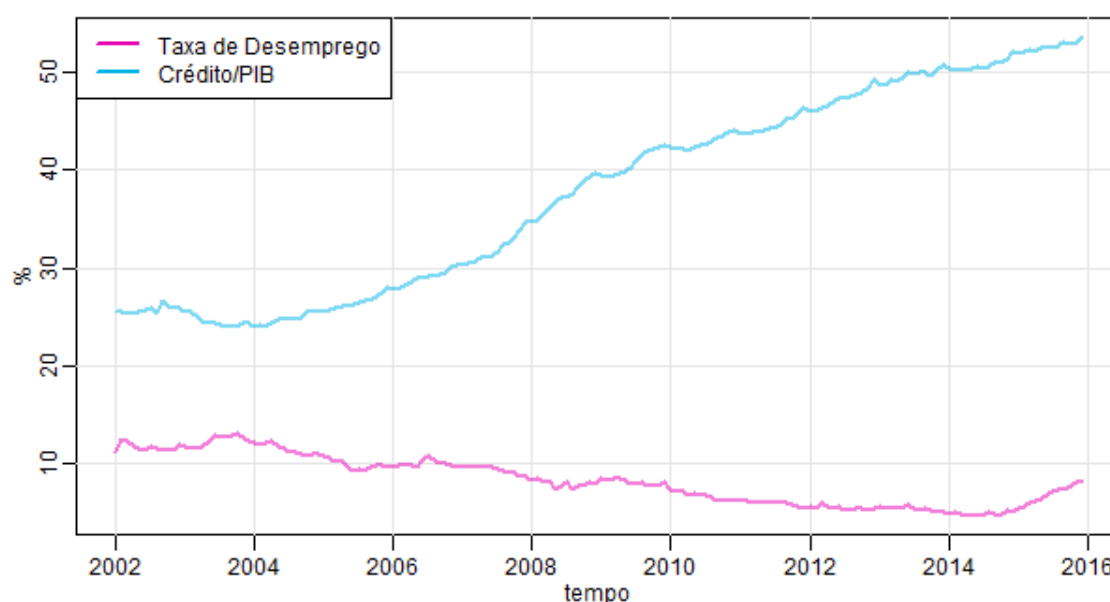
---

<sup>1</sup> 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).

<sup>2</sup> Para Valletta e Kuang (2010), os deslocamentos da curva de Beveridge são consistentes com um aumento de, no máximo, 1,25 ponto percentual na taxa de desemprego não inflacionária (NAIRU) e são explicados, basicamente, pela extensão do prazo do seguro desemprego, algo entre 0,4 e 0,8 ponto percentual. O restante (0,45 ponto percentual) é resultado do estouro da bolha imobiliária.

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).

**Figura 1. Evolução do Crédito Privado/PIB e do Desemprego no Brasil: 2002-2015**



O Brasil experimentou, após esse período de ajustes institucionais, uma expansão significativa de crédito privado como podemos observar na Figura 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 nº 11.101/05, conhecida como Nova Lei de Falências, veio com o objetivo tácito de modernizar o processo falimentar no Brasil<sup>3</sup>, tendo como resultado

<sup>3</sup> 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 10 anos para 4 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 60 vezes o valor recuperado de uma firma insolvente, saindo de 0,2 centavos recuperados por dólar para 12,1 centavos por dólar.

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). Em outros, como Kiyotaki e Moore (1997), a concessão de crédito aumenta com a atividade econômica e a capacidade de endividamento das firmas é proporcional aos seus ativos penhoráveis.

Seguindo Pissarides (2000), Wasmer e Weil (2004) sugere que as mudanças na política monetária, ao afetar 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 (2013), investiga se, nesse período, ocorreu uma redução na persistência do desemprego.

Para isso, o artigo é dividido em três partes, além dessa introdução. Na segunda parte, à guisa de revisão de literatura do *matching* no mercado de crédito interrelacionado com o *matching* no mercado de trabalho, apresenta-se o modelo de Wasmer e Weil (2004), complementado em Dromel et al., (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 aumentam a taxa de desemprego e o segundo (Dromel et al., 2010) sugere que as fricções de crédito enrijecem o mercado de trabalho, aumentando a persistência do desemprego. No terceiro tópico, usa-se a metodologia de vetores autorregressivos com e sem limiares (VAR e TVAR) como ferramenta analítica para avaliar os efeitos da diminuição das restrições de crédito sobre a taxa de desemprego no Brasil. Finalmente, na quarta parte, conclui-se.

## 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 em 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<sup>4</sup>, 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

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

---

<sup>4</sup> Do ponto de vista do trabalhador, a probabilidade correspondente é dada por  $\frac{h(U, V)}{U} = p(\theta) \equiv \theta q(\theta)$ ,  $p'(\theta) > 0$ .



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: (a) angariação de fundos de financiamento; (b) recrutamento; (c) criação de empregos; e (d) 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 em 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  $\gamma$ , 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 atividade, a firma pactua com o banco o valor  $\rho$  a ser pago e isto encerra a fase de financiamento da firma.

Havendo 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  $\rho$  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  $s$ .

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

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

$$rB_1 = -\gamma + q(\theta)(B_2 - B_1) \quad (4)$$

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



Enquanto que os valores de equilíbrio correspondentes do empreendimento são

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

$$rE_1 = q(\theta)(E_2 - E_1) \quad (7)$$

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

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 (i) que o banco financiará, a um custo  $\gamma$ , por unidade de tempo, o processo de recrutamento do empreendedor esperando que, em troca, (ii) o empreendedor repasse ao banqueiro uma quantia constante, de valor  $\rho$ , por unidade de tempo, enquanto a firma operar, valor este que é dado pela solução do seguinte problema de barganha de Nash,

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

onde  $\beta \in (0, 1)$  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),

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

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

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,

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

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

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)

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

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

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

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

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

onde  $V(\theta) = \frac{q(\theta)}{r + q(\theta)} \left[ \frac{y - w}{r + s} - \frac{\gamma}{q(\theta)} \right]$  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  $\phi$ , enquanto o lado direito depende apenas de  $\theta$ . A equação (19) é crescente no espaço  $(\theta, \phi)$ , com assíntota vertical  $\bar{\theta}$  (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  $(\theta^*, \phi^*)$ , representando as dificuldades enfrentadas pelo empreendedor nos mercados de trabalho  $(\theta^*)$  e de crédito  $(\phi^*)$ <sup>5</sup>. 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  $\theta^*$  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 que<sup>6</sup>,

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

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

---

<sup>5</sup> A noção de que (19) é crescente no espaço  $(\theta, \phi)$  decorre do fato de um mercado de crédito mais fácil do ponto de vista do empreendedor ( $\phi$  alto) indicar um alto custo de entrada para os bancos, o que exige, como contrapartida, um mercado de trabalho mais folgado ( $\theta$  alto). Por sua vez, a noção de que (20) é decrescente no espaço  $(\theta, \phi)$  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  $\theta$ ) como contrapartida.

<sup>6</sup> Nesta formulação da curva de Beveridge, a evolução temporal da taxa de desemprego é dada por  $\dot{u} = \theta q(\theta)u - s(1-u)$ , onde  $s$  representa a probabilidade de destruição de postos de trabalho.

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 et al. (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, a relação acima representa a curva de Beveridge (BC), definida como

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

crescente no plano  $(L, \theta)$ , onde  $L$  é o nível de emprego.

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

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

onde o fator de desconto ( $\rho$ ) é aumentado pela taxa de destruição de vagas de trabalho ( $\delta$ ).

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 à equação

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

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

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

Assumindo livre entrada no mercado de crédito, de modo que, no equilíbrio, a taxa de juros assegura lucro nulo o 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 ( $\rho$ ). Como o *matching* é dissolvido à taxa  $\delta$ , 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  $(L, \theta)$  e  $\theta$  é constante<sup>7</sup>. Porém, para menores valores de  $\theta$ ,  $J^V \geq c$

---

<sup>7</sup> Um cálculo simples mostra que, nesse caso,  $\theta = q^{-1} \left( \frac{\rho(c + k)(\rho + \delta)}{(y - w) - (c + k)(\rho + \delta)} \right)$ .

, caso em que o empreendedor desejará criar novas vagas de trabalho até que  $J^V = c$ . Isto é, a curva  $JC$  será crescente no espaço  $(L, \theta)$ , 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 constante<sup>8</sup> 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 ( $\mu$ ). Por outro lado, quanto maior  $\mu$ , 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

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

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

---

<sup>8</sup> Ver equação (30).

emprego ( $\theta L$ ), de modo que seu comportamento entre equilíbrios de *steady state* será dado por

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

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  $\theta$  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

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

onde  $\eta(\theta) \equiv -\frac{\theta}{q(\theta)} \frac{\partial q(\theta)}{\partial \theta} \in (0, 1)$  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, dentre outros). Isto é, discutem-se os problemas de acesso ao crédito, mas não se discutem os problemas de intermediação financeira. Por exemplo, Kiyotaki e Moore (1997) discutem 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 consideram as relações entre poupadores e intermediários financeiros. Em Gertler e Kiyotaki (2010) 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” (p. 4).

Os efeitos das imperfeições de crédito sobre as taxas de desemprego são modelados em Wasmer e Weil (2004), Rendon (2005), Monacelli et al (2011), dentre 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 vagas de trabalho 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 suavizar os efeitos das restrições financeiras sobre o mercado de trabalho; em Monacelli et al (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 et al. (2010) à luz da contribuição teórica de Kiyotaki e Moore (1997), estimando um modelo de dados em painel para 20 países da OCDE, em que as restrições de crédito, além de aumentar 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 o modelo desenvolvido em Dromel et al. (2010) possibilita analisar o comportamento dinâmico das variáveis entre equilíbrios de *steady state*, e temos a preocupação em lidar com as endogeneidades presentes entre as variáveis, ao invés de estimar um modelo linear univariado, preferimos estimar modelos com vetores autorregressivos (VAR). Nesse caso utilizamos duas estratégias complementares para avaliar como a expansão de crédito afeta a persistência do desemprego:

- a) Seguindo uma estratégia similar à de Dromel et. al (2010) estimamos um modelo de vetores autorregressivos nas variáveis  $U_t$  e  $CR_t$  e  $UC_t$ , que

representam, respectivamente, a taxa de desemprego mensal, o volume de crédito privado como proporção do PIB, e uma variável dada por  $UC_t = \hat{C}_t \times \hat{U}_{t-1}$ , onde  $\hat{C}_t = CR_t - \bar{CR}$  e  $\hat{U}_{t-1} = U_{t-1} - \bar{U}$  e onde a barra sobre uma variável remete ao seu valor de *steady-state*, obtido aqui ao se passar o filtro HP nas respectivas séries.

- b) Utilizando uma alternativa optamos por verificar a possibilidade de não linearidade na relação entre as variáveis de crédito e desemprego ao estimar um VAR com *threshold* (TVAR), onde os regimes são definidos a partir de um limiar de crédito/PIB, sendo classificados como regimes “restrito” e “normal”.

### 3.1.Dados

Nós empregamos dados mensais para as séries consideradas de janeiro de 2002 a dezembro de 2015. O crédito privado é representado pela série “Saldo das Operações de Crédito do Sistema Financeiro, Referencial Taxa de Juros”, medida como proporção do PIB, calculada pelo Banco Central e descontinuada em janeiro de 2013 (Série 17490). Em razão dessa descontinuidade, no período que vai de janeiro de 2013 a dezembro de 2015, a série foi complementada com o “Saldo da Carteira de Crédito com Recursos Livres” medida como proporção do PIB, também calculada pelo Banco Central (Série 20625). A série de desemprego é a taxa de desemprego mensal divulgada pelo IBGE.

Nós utilizamos as séries em logaritmo, e estas foram dessazonalizadas. A partir dessas séries construiu-se a série  $UC_t = \hat{C}_t \times \hat{U}_{t-1}$ , onde  $\hat{C}_t = CR_t - \bar{CR}$  e  $\hat{U}_{t-1} = U_{t-1} - \bar{U}$  e onde a barra sobre uma variável remete ao seu valor de *steady-state*, obtido aqui ao se passar o filtro HP nas respectivas séries. Seguindo a mesma estratégia aplicada em Dromel et al (2010), a resposta a essa variável deve indicar se um choque no desemprego será menos persistente caso o crédito esteja acima de seu valor de *steady-state*.

O log da variável de crédito ( $CR_t$ ) bem como da variável de desemprego ( $U_t$ ) são I(1), e a variável  $UC_t$  é I(0), por construção, mas também comprovado pelo teste de raiz unitária, conforme apresentado na Tabela 1.

**Tabela 1. Testes de Raiz Unitária (ADF)**

Variável	Valor do Teste	p-valor
$CR_t$	-2,5472	0,3493
$U_t$	-1,0407	0,9291
$UC_t$	-5,8465	0,01

Nesse caso, para ser possível a estimação do VAR, é necessário que tais mesmas sejam cointegradas, como aponta Sims et al. (1990), algo que é confirmado pela existência de um único vetor de cointegração pelo o teste de Johansen a seguir, com nível de significância de 1%, conforme apresentado na Tabela 2. Além disso, verificamos que o VAR estimado tem suas raízes contidas no círculo unitário, garantindo a sua estabilidade, não havendo assim a necessidade da estimação de um VEC.

**Tabela 2. Teste de Cointegração de Johansen**

		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

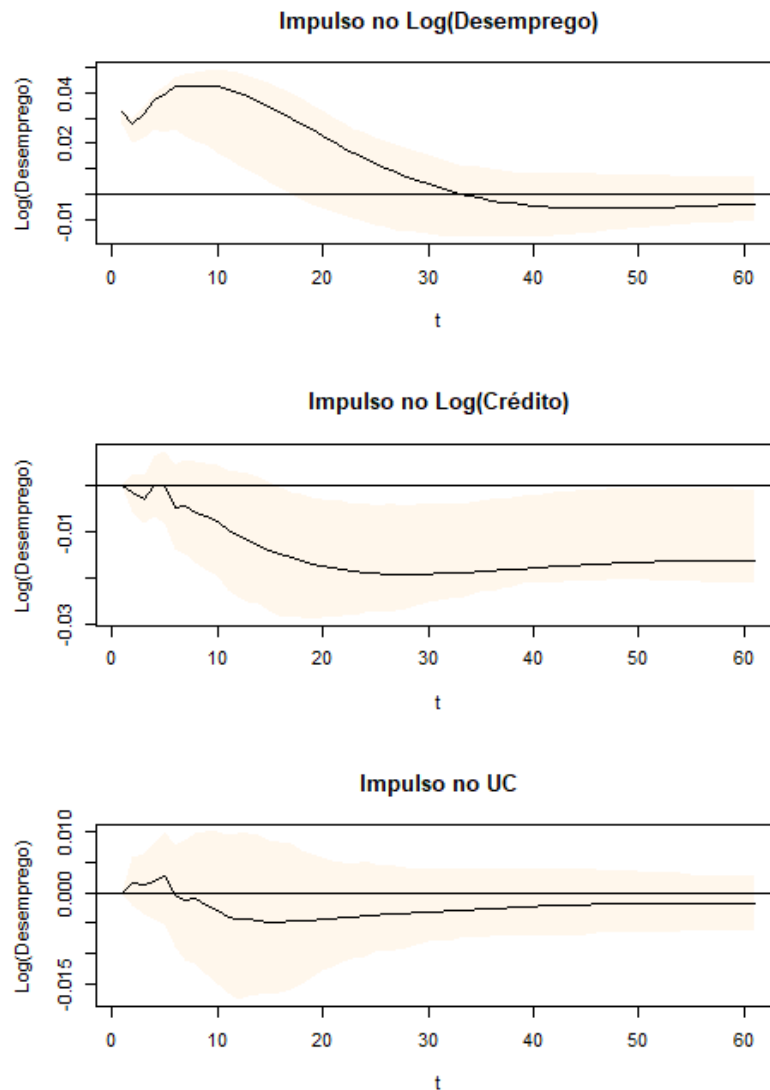
### 3.2. Estimação a partir de um VAR linear

Seguindo a estratégia proposta por Dromel et. al. (2010) a estimação da relação direta entre crédito e desemprego, por si mesma, não nos informa se o impacto é no nível do desemprego ou na sua persistência. Assim, assim como proposto por ele nós incluímos a variável dada por  $UC_t = \hat{C}_t \times \hat{U}_{t-1}$ , onde  $\hat{C}_t = CR_t - \bar{CR}$  e  $\hat{U}_{t-1} = U_{t-1} - \bar{U}$  na estimação da relação entre crédito e desemprego. Assim, a resposta de U a UC indica se a velocidade de retorno do desemprego ao seu *steady-state* depende se o crédito está acima ou abaixo do seu nível de *steady-state*.

Caso a estimação da resposta do desemprego a UC for negativa há a indicação que em um ambiente com mais crédito que o de nível de *steady-state* há uma redução do impacto em um choque do desemprego.

A Figura 2 apresenta as respostas do desemprego aos impulsos nas variáveis e resume os resultados obtidos a partir da estimação de um VAR linear entre as três variáveis, apresentando o impacto de um choque em cada uma das variáveis no desemprego, conjuntamente com os intervalos de confiança a 95%. A figura nos mostra que um choque no crédito tem um impacto significativo e persistentemente negativo no desemprego, sendo coerente com as previsões dos modelos de restrições financeiras afetando o nível de atividade econômica conforme sugerido por Kyiotaki e Moore (1997).

**Figura 2. Respostas do Desemprego a Choques no Crédito e em UC**



Por outro lado, a resposta do desemprego à UC não se apresentou significativa, embora negativa na maior parte. Em outras palavras, o modelo linear não apresenta evidências na mesma linha de Dromel et. al. (2010) de que desvios do desemprego com relação ao seu *steady-state* sejam menos permanentes em um ambiente com abundância de crédito.

### 3.3. Estimação a partir de um VAR não-linear (TVAR)

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

Ao mesmo tempo, ao se realizar o teste de Lo e Zivot (2001) rejeita-se a hipótese de linearidade (existência de apenas 1 regime) amplamente, como vemos a Tabela 3, utilizando-se a variável  $CR_t$  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

Consideremos, então, o 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 segue:

$$y_t = c_j + \sum_{i=0}^p A_{j,i} y_{t-i} + \epsilon_{t,j}$$

onde  $j = 1$  se  $w_{t-d} < r$  e  $j = 2$  caso contrário;  $r$  é o valor do *threshold*;  $d$  é o lag da variável de *threshold* relevante para as mudanças de regime;  $c_j$  é o vetor de constantes;  $p$  é o número de lags no VAR; e  $A_{j,i}$  é a matriz de coeficientes do regime  $j$  e lag  $i$ . Note que o TVAR é linear em cada regime, mas a mudança de parâmetros entre os regimes caracteriza as não-linearidades.

Como a linearidade do VAR é rejeitada e temos poucas observações, nós assumimos a existência de dois regimes. Com o objetivo de observar a robustez da nossa estimação, utilizamos duas medidas de *trimming* para estimar o VAR, a saber, 0,1 e 0,3, de forma que no primeiro caso permitimos uma liberdade maior ao modelo de escolher o ponto de *threshold*, e no segundo caso impusemos o uso de um número maior de informações na estimação dos regimes.

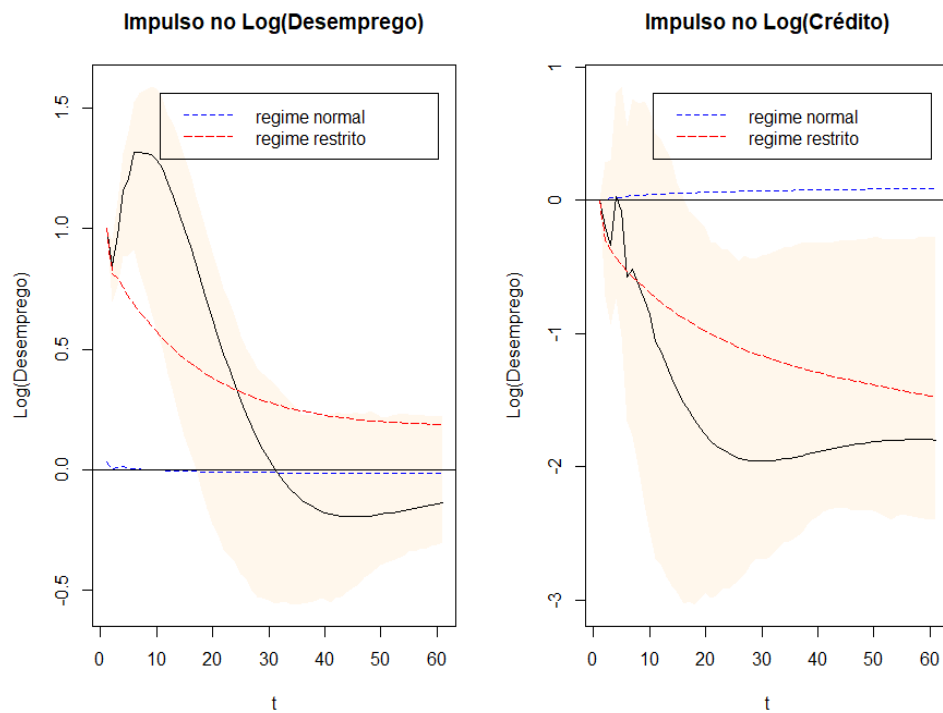
Uma vez que a estimativa do TVAR é realizada, o próximo passo é analisar as funções de resposta aos impulsos. Em uma configuração não-linear, a reação de uma variável endógena a um choque depende da história passada, do estado da economia e do tamanho do choque em estudo no momento 0, e o tamanho e o sinal de todos os choques que atingem a economia dentro do período de interesse (um choque no momento  $t$  pode desencadear uma mudança de regime até o tempo  $t + d$ , onde  $d$  é o atraso estimado do limite). A fim de calcular a média das influências da história e de todos os outros choques, os 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  $\varepsilon_t$  como o choque para a variável em que estamos interessados, um horizonte  $m$  e uma história  $\omega_{t-1}$ , podemos definir o GIRF como

$$GIRF = E[X_{t+m} | \varepsilon_t, \varepsilon_{t+1} = 0, \dots, \varepsilon_{t+m} = 0, \omega_{t-1}] - E[X_{t+m} | \varepsilon_t = 0, \dots, \varepsilon_{t+m} = 0, \omega_{t-1}]$$

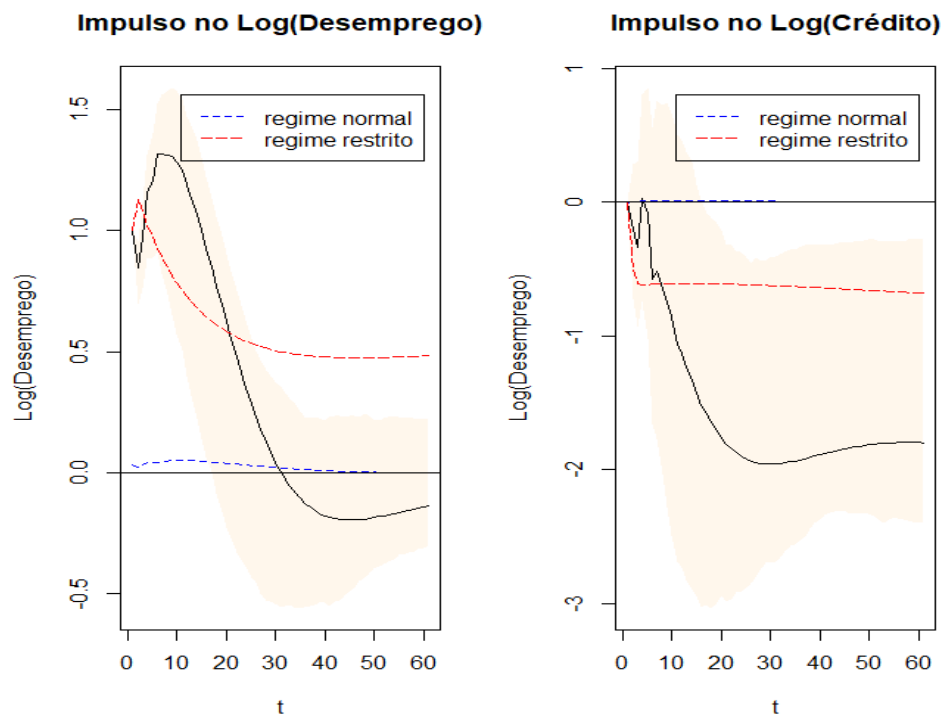
Na prática, para se obter as GIRF é necessário simular o modelo para qualquer possível ponto de partida ao longo do horizonte de tempo, alimentando o sistema com choques a partir de um *bootstrap* e repetir o exercício adicionando um novo choque de um desvio padrão do choque fundamental no modelo linear. 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.



**Figura 3. Respostas do Desemprego a Choques a partir do TVAR (*Trimming* = 0,1)**



**Figura 4. Respostas do Desemprego a Choques a partir do TVAR (*Trimming* = 0,3)**



As Figuras 3 e 4 apresentam as respostas do desemprego em resposta a choques no crédito e no próprio desemprego fornecidos pelas GIRFs obtidos pela estimação do TVAR em comparação com o resultado do VAR linear, deixando clara natureza não linear do comportamento do desemprego em resultado a choques em ambientes de crédito restrito e com menor restrição.

A Figura 3 apresenta o resultado da estimação com *trimming* igual a 0.1, o que nos leva a uma situação onde o regime “normal” tem 18,6% das observações, i.e. apenas 31 observações, com valor do *threshold* estimado em 3.90, que equivale a um nível de Crédito Privado/PIB de 49,52%. Como o número de observações do regime normal é muito pequeno nesse caso, optamos por estimar outra versão aumentando o *trimming* para 0.3, cujo resultado é apresentado na Figura 4, onde o regime “normal” agora conta com 36,6% das observações, i.e. 61 observações, com valor do *threshold* estimado em 3.44, que equivale ao nível de Crédito privado/PIB de 31,16%.

Como sugerido em Zheng (2013) e Schmidt (2013), calculamos as bandas de confiança realizando um *bootstrap* a partir dos resíduos do TVAR. Em ambos os casos optamos por não incluir nas figuras para facilitar as suas visualizações, porém em todos os casos as respostas do regime restrito são estatisticamente significantes, enquanto que as do regime normal não o são.

Assim, os resultados do TVAR nos revelam que o desemprego responde fortemente e persistentemente a choques no crédito em um ambiente de crédito restrito, porém não têm relação em um ambiente de crédito mais abundante. Isso corrobora com a ideia que é apenas em um ambiente de elevada fricção financeira, com escassez de crédito, que 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 que no regime normal, quando a volatilidade do desemprego tende a ser menor.

Além disso, a comparação dos resultados apresentados nas Figuras 3 e 4 nos fornece um *insight* interessante. Na Figura 3 onde o regime de crédito restrito inclui um período com mais abundância de crédito que o apresentado pela Figura 4, a resposta ao desemprego apresenta uma convergência muito mais rápida, exatamente conforme 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 a qual a economia está exposta.

Dessa forma tal resultado corrobora com os resultados de Drommel et al (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. Nesse ponto o resultado do TVAR contraria o resultado obtido pelo VAR apresentado na seção anterior. Isso certamente decorre do fato que o TVAR leva em consideração a não linearidade a qual tal relação está exposta, indicando que o efeito do crédito sobre a persistência se dá apenas no período de escassez de crédito, enquanto que no VAR temos apenas uma média de todo o período.

Dessa forma o TVAR apresenta resultados mais ricos e 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 efeito 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 et al. (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 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, na medida em 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.

Este panorama é confirmado pelas funções de respostas a impulsos generalizadas (GIRFs), resultantes dos modelos TVAR aqui estimados. Com efeito, as figuras das diversas GIRFs apontam a redução da taxa de desemprego resultante da expansão do crédito privado 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 dos TVAR que há uma diminuição de sua persistência do desemprego em um ambiente com menor restrição de crédito, resultado este que corrobora-se com a hipótese 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 et al. (2011), argumentam que, em razão dos problemas de barganha salarial com sindicatos, as empresas preferem endividar-se a investir 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 pelas empresas 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 privado 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 em que a economia se encontra não seja tão elevado.

## Referências Bibliográficas

- Araújo, A.; Funchal, B., (2009). A Nova Lei de Falências Brasileira: Primeiros Impactos. *Revista de Economia Política* 29(3).
- Balke, N. S., (2000). Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 2, pp. 344-349.
- Barnichon, R.; Elsby, M.; Hobijn, B.; Sahin, A., (2010). Which Industries are Shifiting the Beveridge Curve?. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Papers Series*, WP 2010-32, Dezembro.
- Bernanke, B; Gertler, M., (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review* 79, pp. 14-31.
- dos Santos, F. S., (2013). Ascensão e Queda do Desemprego no Brasil: 1998-2012. *Anais do 41º Encontro Nacional de Economia/ANPEC*.
- Dromel, N. L., Kolakez, E.; Lehmann, E., (2010). Credit Constraint and the Persistence of Unemployment. *Labour Economics* 17, 823-834.
- Gertler, M.; Kiyotaki, N., (2010). Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis, *Handbook of Monetary Economics*, Elsevier.
- IPEA (2012). *PNAD 2011: Primeiras Análises sobre o Mercado de Trabalho Brasileiro*. Comunicado do Ipea Nº 156.
- Jaffee, D.; Russel, T., (1976). Imperfect Information, Uncertain, and Credit Rationing. *Quarterly Journal of Economics*, 94, Nº 4.
- Kiyotaki, N.; Moore, J., (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, Vol. 105, Nº 2.
- Lo, M.; Zivot, E., (2001). Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. *Macroeconomic Dynamics*. 5, 533-576.
- Monacelli, T.; Quadrini, V.; Trigari, A., (2011). Financial Markets and Unemployment, *NBER Working Paper* No 17389.
- Moura, M., (2015). A Evolução do Crédito no Brasil entre 2003 e 2010. Texto Para Discussão IPEA No. 2022

- Pessôa, S. A.; Barbosa Filho, F. H., (2012). Uma Análise da Redução da Taxa de Desemprego. *REAP Rede de Economia Aplicada*, Working Paper 028.
- Pissarides, C. A., (2000). *Equilibrium Unemployment Theory*. The MIT Press, 2nd. Edition.
- Santos, L. F. D., (2013). *Calibrando um Modelo de Job Search para Explicar a Queda na Duração Média do Desemprego no Brasil*. Monografia de Conclusão de Curso, FEAAC/UFC, Dezembro.
- Schmidt J. 2013. Country risk premia, endogenous collateral constraints and nonlinearities: a threshold VAR approach. *Working paper*, Mimeo. Available from: [http://julia-schmidt.org/Nonlinearities\\_Schmidt.pdf](http://julia-schmidt.org/Nonlinearities_Schmidt.pdf).
- Silva, F. J. F.; Pires, L. S., (2014). Evolução do Desemprego no Brasil no Período 2003-2013: Análise Através das Probabilidades de Transição. *Banco Central do Brasil Working Paper Series* N° 349.
- Stiglitz, J. E.; Weiss, A., (1981). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *The American Economic Review*, Vol. 71, N° 3.
- Tasci, M; Lindner, J., (2010). Has the Beveridge Curve Shifted? *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Trends*, Agosto.
- Tsay, R. S., (1989). Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, No. 405, pp. 231-240.
- Valletta, R; Kuang, K., (2010). Is Structural Unemployment on the Rise? *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter*, Novembro.
- Wasmer, E.; Weil, P., (2004). The Macroeconomics of Labor and Credit Market Imperfections. *American Economic Review*, Vol. 94, N° 4.
- Zheng J. (2013). Effects of US monetary policy shocks during financial crises - a threshold vector autoregression approach. *CAMA working paper 2013-64*, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, Australian National University.