



Septiembre 2018 - ISSN: 1696-8352

UMA AVALIAÇÃO DOS EFEITOS DO CRÉDITO PRIVADO SOBRE AS TAXAS DE DESEMPREGO NO BRASIL

José Coelho Matos Filho*
George Henrique de Moura Cunha**
Bruno Saboia de Albuquerque***

Para citar este artículo puede utilizar el siguiente formato:

José Coelho Matos Filho, George Henrique de Moura Cunha y Bruno Saboia de Albuquerque (2018): "Uma avaliação dos efeitos do crédito privado sobre as taxas de desemprego no Brasil", Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana, (septiembre 2018). En línea:

<https://www.eumed.net/rev/oel/2018/09/credito-privado-brasil.html>

Resumo

Este artigo usa inferência bayesiana 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, além da redução das taxas de desemprego, observa-se uma diminuição na sua persistência, embora tal diminuição seja pequena.

Palavras Chave: mercado de trabalho, desemprego, crédito, inferência bayesiana.

Abstract

This article uses Bayesian inference to investigate the effects of the reduction in private credit restrictions on monthly unemployment rates in Brazil, between January 2002 and December 2015, concluding that, in addition to reducing unemployment rates, it is observed a decrease of their persistence, although this decrease is small.

Keywords: labor market, unemployment, credit, bayesian inference.

Resumen

Este artículo utiliza inferencia bayesiana para investigar los efectos de la disminución de las restricciones de crédito privado sobre las tasas mensuales de desempleo en Brasil, entre enero de 2002 y diciembre de 2015, concluyendo que, además de la reducción de las tasas de desempleo, se observa una disminución en la tasa de desempleo su persistencia, aunque tal disminución sea pequeña.

Palabras clave: mercado de trabajo, desempleo, crédito, inferencia bayesiana

* Professor da FEAAC-UFC. E-mail: jmatos@ufc.br

** Pesquisador da UnB. E-mail: georgehmc@outlook.com

*** FEAAC-UFC. E-mail: brunosaboia@alu.ufc.br

Classificação JEL: E20, E24, E51, C11.

1. Introdução

Uma parte importante do debate atual sobre o mercado de trabalho está centrada na discussão dos deslocamentos da curva de Beveridge¹. Alguns artigos, como Barnichon et al. (2010) e Tasci e Lindner (2010), debitam tais deslocamentos na conta de quebras estruturais nas séries de desemprego. Outros, como Valletta e Kuang (2010), sugerem que, ao invés de quebras estruturais, há apenas mudanças temporárias resultantes de incertezas que postergam a tomada de decisão dos empreendedores que, combinadas com os resultados dos avanços do estado de bem-estar, tornam o desemprego mais persistente².

Também na literatura econômica brasileira recente, há estudos que tratam das flutuações da taxa de desemprego, todos apontando queda na taxa de desemprego. Dentre estes, Pessoa e Barbosa Filho (2012) avalia a natureza do desemprego com base em fatores demográficos e aponta uma redução permanente da taxa de desemprego relacionada à universalização da educação; 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; 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, basicamente de natureza microeconômica com o fito de explicar o comportamento da taxa de desemprego, apontam para a necessidade de pesquisas com foco macroeconômico. Em nossa opinião, uma possível explicação dessa natureza para a redução das taxas do desemprego no Brasil, no período recente, reside na diminuição das restrições de acesso ao crédito privado por parte das firmas, que resultou de melhorias institucionais ocorridas como, por exemplo, a promulgação da Lei de Falências, em junho de 2005. Nesse contexto, coincidentemente, em meados de 2005, começou uma queda consistente na taxa de desemprego (Ipea, 2012).

A respeito do papel exercido pelas restrições de 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, além da heterogeneidade dos tomadores de empréstimos, as assimetrias informacionais inerentes aos mercados financeiros 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, em razão de a capacidade de endividamento das firmas ser proporcional aos seus ativos penhoráveis. Mais recentemente, seguindo Kiyotaki e Moore (1997) e usando Pissarides (2000), Wasmer e Weil (2004) sugeriram que as mudanças na política monetária, ao afetar a eficiência dos mercados financeiros na promoção do *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

¹ 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).

² Para uma discussão das dificuldades do mercado de trabalho associadas aos avanços do estado de bem-estar, ver Botero et al. (2004).

vagas de trabalho, no que é seguido por Dromel et al. (2010) que complementa o modelo desenvolvido em Wasmer e Weil (2004) mostrando que a ampliação das dificuldades no mercado de crédito, além de aumentar a taxa de desemprego, aumenta sua persistência, ao enrijecer o mercado de trabalho.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é avaliar se, no Brasil, no período entre 2002 e 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 se, nesse período, ocorreu uma redução na persistência do desemprego. Para isso, o artigo é dividido em três partes, além desta introdução. Na segunda parte, à guisa de revisão de literatura do *matching* no mercado de trabalho combinado com o *matching* no mercado de crédito, são discutidos brevemente os modelos de Wasmer e Weil (2004) e Dromel et al. (2010).

No primeiro modelo (Wasmer e Weil, 2004) são apresentadas evidências teóricas de que as fricções no mercado de crédito aumentam as fricções no mercado de trabalho, com o consequente aumento na taxa de desemprego e, no segundo (Dromel et al., 2010), a evidência empírica sugere que as fricções de crédito enrijecem o mercado de trabalho, aumentando a persistência do desemprego. Na terceira parte, usando inferência bayesiana como ferramenta analítica³, estima-se uma equação parecida com a que é estimada em Dromel et al. (2010), para avaliar os efeitos da diminuição das restrições de crédito no mercado de trabalho no Brasil. Finalmente, na quarta parte, conclui-se.

2. O *matching* combinado dos mercados de trabalho e de crédito

Segundo 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 têm 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 implementá-la. Nesse contexto, um empreendedor com uma ideia (mas sem capital) necessita de um banco que esteja disposto a financiá-lo. O *matching* entre o empreendedor e o trabalhador segue uma 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 (*tightness*) em encontrar um trabalhador disposto

³ A inferência bayesiana analisa as informações contidas em uma amostra x , baseando-se em três elementos: (a) numa distribuição de probabilidades *a priori*, dada por $\Pr(\theta)$ que sumariza as informações sobre o vetor de parâmetros de interesse θ , antes de o experimento ser realizado; (b) numa função de verossimilhança $\Pr(x | \theta)$ que fornece a distribuição de probabilidades da amostra x dado o vetor de parâmetros θ e (c) numa função de distribuição de probabilidades posterior $\Pr(\theta | x)$ que, em conjunto com a distribuição de probabilidades *a priori* e a função de verossimilhança, sumariza as informações contidas nos dados da amostra. Sinteticamente, descreve-se a função distribuição de probabilidades posterior como o produto da distribuição de probabilidades *a priori* pela função de verossimilhança. Isto é,

$$\Pr(\theta | x) \propto \Pr(x | \theta) \times \Pr(\theta)$$

onde o símbolo \propto remete à noção de proporcionalidade.

a aceitar uma proposta de trabalho sendo dada por $\theta = \frac{V}{U}$, de modo que, do ponto de vista da firma, a função *matching* é

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

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

Antes de produzir, o 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 (E), recorre a uma fonte de financiamento externo (B) disposta a financiá-lo, com o *matching* entre o empreendedor e o financiador seguindo uma função côncava, homogênea de primeiro grau em B e E , dada por

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

representando a probabilidade instantânea de o empreendedor encontrar financiamento disponível, com $\phi = \frac{E}{B}$ representando a dificuldade (ou *tightness*) de o empreendedor encontrar banqueiro disposto a financiá-lo⁴

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, o empreendedor busca, a um custo não pecuniário igual a c , um banco disposto a financiar a oferta de emprego em troca de um pagamento futuro, ao mesmo tempo em que o banco busca empreendedores que necessitam de financiamento, ao custo k . A probabilidade de correspondência (*matching*) entre os dois agentes ou, o que é o mesmo, a probabilidade de que ocorra um movimento para o estágio de recrutamento é $p(\phi)$.

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, com probabilidade de *matching* igual a $q(\theta)$. Após encontrar o trabalhador habilitado a operar a atividade, a firma pactua com o banco o valor ρ a ser pago e isto encerra a fase de financiamento da firma.

Tendo concluído o estágio de recrutamento, a firma move-se para o estágio de criação do emprego, quando gera um fluxo de produto (y) usado para pagar o salário do trabalhador (w) e o valor pactuado com o banco (ρ), por unidade de tempo, enquanto durar a ocupação da vaga de trabalho. No último estágio (estágio de destruição do emprego), o *matching* entre a firma e o trabalhador é rompido, com probabilidade s .

⁴ Analogamente, a probabilidade de o banqueiro encontrar um empreendedor buscando financiamento é dada por $\phi p(\phi)$, uma função crescente de ϕ .

Desta forma, no equilíbrio de longo prazo, o valor do banco, em cada estágio, será

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

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

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

Similarmente, em cada estágio, o valor de longo prazo da firma será

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

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

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

O equilíbrio que emerge dessas relações implica

$$\frac{\gamma}{q(\theta^*)} = \frac{\gamma}{q(\bar{\theta})} - \frac{c}{1-\beta} \left[p \left(\frac{1-\beta}{\beta} \frac{k}{c} \right) \right]^{-1} < \frac{\gamma}{q(\bar{\theta})} \quad (9)$$

onde θ^* e $\bar{\theta}$ representam, respectivamente, o *tightness* de equilíbrio do empreendedor na contratação de mão de obra nas situações com restrições de crédito e sem restrições de crédito⁵, respectivamente. Como $q'(\theta) < 0$, então $\theta^* < \bar{\theta}$.

Um jeito óbvio de enxergar os efeitos das fricções de crédito sobre as vagas de trabalho e sobre o desemprego é comparando o seu efeito na curva de Beveridge, representada pela função decrescente no plano (u, θ) , abaixo⁶

$$u = \frac{s}{s + \theta q(\theta)} \quad (10)$$

Seja $u(\theta^*)$ a taxa de desemprego associada ao *tightness* de equilíbrio do mercado de trabalho com fricções no mercado de crédito e seja $u(\bar{\theta})$ seu similar em um mercado de crédito sem fricções, como em Pissarides (2000). Como $\theta^* < \bar{\theta}$, 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 (2010) 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

⁵ Ver Wasmer e Weil (2004), pág. 951.

⁶ 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.

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,

$$\dot{L} = \theta q(\theta)(1 - L) - \delta L \quad (11)$$

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

$$L = \frac{\theta q(\theta)}{\delta + \theta q(\theta)} \quad (12)$$

crescente no plano (θ, L) , onde L representa o nível de emprego.

Da discussão precedente, a pergunta que emerge 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 (11) a taxa de crescimento do nível de emprego (\dot{L}) é igual à diferença entre a criação de novas vagas de trabalho e a destruição de postos de trabalho. Então, o comportamento do nível de emprego, entre equilíbrios de *steady state*, é dado por:

$$\frac{\partial \dot{L}}{\partial L} = -(\delta + \theta q(\theta)) + \frac{\partial \theta q(\theta)}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial L} (1 - L) \quad (13)$$

Num mercado de trabalho sem restrições de crédito, a curva de criação de novas vagas é horizontal no plano (θ, L) e $\frac{\partial \theta}{\partial L} = 0$, de modo que $\frac{\partial \dot{L}}{\partial L} = -(\delta + \theta q(\theta)) < 0$. Em razão disso, o nível de emprego converge de modo autorregressivo para o valor de *steady state*. Porém, num mercado de trabalho sujeito a restrições de crédito, a dificuldade para a criação de novas vagas de trabalho aumenta, de modo que o θ é crescente em L 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 (13) como

$$\frac{\partial \dot{L}}{\partial L} = -(\delta + \theta q(\theta)) + (1 - \eta(\theta)) \frac{\theta q(\theta)}{L} \quad (14)$$

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.

3. Os Efeitos da Expansão de Crédito Sobre a Taxa de Desemprego no Brasil

A incidência das imperfeições do mercado de crédito sobre o nível do desemprego e a maneira como essas imperfeições influenciam a dinâmica da transição do desemprego entre equilíbrios de *steady state*, são bem avaliadas em Dromel et al. (2010) à luz da contribuição teórica de

Kiyotaki e Moore (1997), constatando que o aumento das restrições de crédito, além de aumentar o nível de desemprego no equilíbrio de *steady state*, aumenta sua persistência: 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 quando o valor desses ativos for pequeno, a criação de vagas de trabalho é restringida. Além disso, na medida em que o desemprego converge para o valor 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* da taxa de desemprego é arrefecida e o desemprego torna-se mais persistente.

Para avaliar os efeitos das restrições de crédito sobre as taxas de desemprego no Brasil, entre janeiro de 2002 e dezembro de 2015, estimamos a seguinte equação linear:

$$U_t = \beta_0 + \beta_1 U_{t-1} + \beta_2 C_t + \beta_3 UC_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

Onde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e onde U_t é a taxa mensal de desemprego mensal calculada pelo IBGE, no período t ; U_{t-1} é a mesma taxa de desemprego mensal, defasada em um período, representando uma tentativa de capturar a persistência do desemprego, de modo que, espera-se $\beta_1 > 0$; C_t representa uma medida do crédito privado⁷, no período t , uma variável que pretende capturar o efeito das restrições de crédito sobre a evolução da taxa de desemprego: quanto maior for esse indicador, menos restritivo será o acesso ao crédito e maior será redução do desemprego ($\beta_2 < 0$). Por sua vez, a variável $UC_t = (U_{t-1} - \bar{U})(C_t - \bar{C})$ tenta capturar os efeitos das restrições de crédito sobre a persistência do desemprego⁸. Nesse caso, o coeficiente β_3 representa uma medida da transição entre equilíbrios de *steady state* da taxa de desemprego⁹. Como, em tese, os efeitos esperados da diminuição das restrições de crédito sobre a persistência do desemprego são negativos, espera-se $\beta_3 < 0$.

Em geral, ao lidar com modelos lineares e para evitar problemas de regressão espúria, a primeira providência é testar para a existência de raízes unitárias, já que, na sua presença, as séries têm de diferenciadas, o que resultará na perda de informações relevantes da dinâmica dos dados. No entanto, como na equação estimada, a taxa de desemprego (U_t) é a variável dependente além de ser uma variável explicativa (U_{t-1}), a noção de regressão espúria perde o sentido, podendo, nesse caso, proceder-se a estimação da regressão por OLS. Apesar disso, dado que espera-se que o *policymaker* reaja às variações na taxa de desemprego atuando sobre o crédito, antes de prosseguir, é necessário testar para a presença de vies de simultaneidade entre crédito (C_t) e desemprego defasado (U_{t-1}). Nesse sentido, dado o particular interesse do modelo nos efeitos das restrições de crédito sobre a taxa de desemprego e sobre sua persistência, testamos para a endogeneidade das variáveis crédito (C_t) e sua interação com o desemprego defasado (UC_t), utilizando, para tal, o teste de Hausman, como especificado em Wooldridge (2013), com resultados que indicam a exogeneidade das variáveis¹⁰.

⁷ Entre janeiro de 2002 e dezembro de 2015, o crédito privado é representado pelo Saldo das Operações de Crédito do Sistema Financeiro como proporção do PIB, na modalidade referencial taxa de juros, calculado pelo Banco Central e descontinuado a partir de janeiro de 2013 (Série 17490). Em razão dessa descontinuidade, no período de janeiro de 2013 a dezembro de 2015, a série é complementada com o Saldo em Carteira de Crédito com Recursos Livres, medido como proporção do PIB, também calculado pelo Banco Central (Série 20625).

⁸ A barra sobre a variável remete à sua média.

⁹ Ver Dromel et al. (2010).

¹⁰ Os instrumentos utilizados foram C_{t-1} e UC_{t-1} , respectivamente.

Com isso em mente, estimamos, por OLS, os parâmetros da equação (15), com variáveis medidas em nível, cujos resultados estão na Tabela 1, abaixo.

Tabela 1: Variável Dependente: U_t (Estimação por OLS)

Coefficiente	Estimativa	p-Valor
β_0	3,4306 (0,9240)	0,000
β_1	0,8034 (0,0519)	0,000
β_2	-0,0924 (0,0252)	0,000
β_3	-0,0059 (0,0038)	0,124
$F = 1681,55$		
$\bar{R}^2 = 0,9698$		

Nota: Os valores entre parênteses representam desvios-padrão

Os resultados na Tabela 1 indicam que, apesar do bom ajustamento, o coeficiente β_3 é estatisticamente insignificante, o que, em tese, lança dúvidas sobre a ideia de que a diminuição das restrições de crédito reduz a persistência do desemprego.

Antes de prosseguir, no entanto, dada a forte correlação entre desemprego defasado (U_{t-1}) e crédito (C_t), parece razoável testar para a presença de multicolinearidade, já que, diante dela, é questionável a robustez dos coeficientes da equação estimada. De fato, as estatísticas *Variance Inflation Factor* (*VIF*) de cada variável, a saber, $VIF(\beta_1) = 13,90$, $VIF(\beta_2) = 14,23$ e $VIF(\beta_3) = 1,28$, apontam sério problema de colinearidade na equação estimada, sugerindo má especificação do modelo. Segundo Maddala (1992), um dos sintomas da presença de colinearidade entre variáveis é a amplitude do desvio padrão do coeficiente estimado. Nesse caso, dada a definição de desvio padrão, uma forma de atenuar tal problema parece ser a ampliação da amostra. Como a ampliação da amostra não é uma tarefa trivial, uma alternativa é o recurso à estimação bayesiana dos parâmetros. De fato, com a técnica de estimação bayesiana pode-se ampliar a amostra com o uso de um número indefinido de simulações de cadeias de Markov de Monte Carlo (MCMC). Além disso, a estimação bayesiana com o uso de *priors* informativas permite suavizar as consequências da colinearidade (Eisenstat, 2009). Nesse sentido, parece-nos uma estratégia promissora estimar a equação (15) com inferência bayesiana, combinando a desejada ampliação da amostra com o uso de *priors* informativas.

Entretanto, antes de proceder assim, numa tentativa de “validar” os resultados da estimação por OLS da Tabela 1, usamos *priors* não informativas para estimar os parâmetros da equação (15) com trinta mil simulações de três MCMC. Os resultados, contidos na Tabela 2, sugerem que tais estimativas não são diferentes daquelas resultantes da estimação com OLS. De fato, além de ter valores parecidos para as estimativas dos coeficientes dos parâmetros da equação

estimada por OLS¹¹, o intervalo da distribuição de probabilidades de β_3 , entre os percentis 2,5% e 97,5%, como esperado, inclui o valor zero.

Tabela 2 - Variável Dependente: U_t (Estimação Bayesiana com *priors* não informativas)

Coefficiente	Estimativa	Mediana	2,5%	97,5%
β_0	3,4107 (0,9979)	3,3697	1,5973	5,4758
β_1	0,8045 (0,0559)	0,8059	0,6883	0,9175
β_2	-0,0918 (0,0272)	-0,0907	-0,1477	-0,0364
β_3	-0,0059 (0,0039)	-0,0059	-0,0134	0,0018

Nota: Os valores entre parênteses representam os desvios-padrão

Tendo os resultados da estimação bayesiana com *priors* não informativas confirmado os resultados da estimação por OLS, reestimamos a equação (15) com técnica bayesiana, porém usando *priors* informativas, o que permite incorporar na estimação os resultados de estudos anteriores¹², mesmo que tais estudos anteriores não tenham sido realizados para a economia brasileira. De fato, uma *prior* informativa ou representa uma crença subjetiva ou reflete qualquer informação que o pesquisador tenha acesso antes de verificar o comportamento dos dados¹³. Com isso em mente, repetimos a estratégia da estimação bayesiana anterior, agora usando *priors* informativas, cujo resultado está representado na Tabela 3, abaixo.

Tabela 3 - Variável Dependente: U_t (Estimação Bayesiana com *priors* informativas)

Coefficiente	Estimativa	Mediana	2,5%	97,5%
β_0	6,1385 (0,2990)	6,1411	5,5421	6,7249
β_1	0,6535 (0,0186)	0,6534	0,6164	0,6903
β_2	-0,1655 (0,0089)	-0,1657	-0,1831	-0,1480
β_3	-0,0106 (0,0037)	-0,0106	-0,0179	-0,0034

Nota: Os valores entre parênteses representam os desvios-padrão

Na Tabela 3, um ponto a ser destacado, é a sensível redução dos desvios-padrão dos coeficientes β_1 e β_2 , apontando a validade do que é proposto em Eisenstat (2009), segundo o qual a inclusão de *priors* informativas na estimação dos parâmetros de equações lineares suavizam os efeitos da presença de multicolinearidade. Além disso, nota-se que o valor da

¹¹ Outro ponto a ser destacado, a proximidade entre os valores dos desvios-padrão nas estimativas por OLS e por inferência bayesiana, mostra que o uso de *priors* não informativas, mesmo com a utilização de um grande número de simulações de cadeias MCMC, não atenua os efeitos da presença de multicolinearidade.

¹² Usamos as seguintes *priors* informativas: $\beta_0 \sim N(6.42, 0.22)$, $\beta_1 \sim N(0.7, 0.1)$, $\beta_2 \sim N(-0.4, 0.1)$ e $\beta_3 \sim N(-0.3, 0.1)$. A *prior* de β_0 é o valor médio da estimativa da NAIRU do documento "Pesquisa Sobre Política Monetária", do Banco Central do Brasil, publicado em 23/02/2012. As *priors* de β_1 , β_2 e β_3 são valores médios das estimativas de Dromel et al. (2010). Por sua vez, as *priors* das variâncias foram escolhidas segundo critérios de convergência.

¹³ A esse respeito, ver Koop (2003) e Canova (2007).

estimativa de β_0 é próximo do valor médio do intervalo da NAIRU apontado no documento “Pesquisa Sobre Política Monetária”, do Banco Central do Brasil, referida anteriormente; que β_1 , o coeficiente da variável U_{t-1} , como esperado, tem sinal positivo e magnitude próxima da evidência internacional; que $\beta_2 < 0$ sugere que a diminuição das restrições de crédito é um fator de redução da taxa de desemprego e que a significância estatística do valor negativo de β_3 indica que a expansão do crédito privado reduz a persistência do desemprego.

No entanto, as evidências internacionais indicam que os efeitos da expansão do crédito privado sobre a persistência do desemprego são bem mais significativos do que $-0,0106$. Como resolver esse problema, depende do ponto de vista de cada pesquisador. Por exemplo, em Dromel et al. (2010) foram incluídas e excluídas variáveis, de acordo com a necessidade de cada reespecificação do modelo. Neste trabalho, em razão dos problemas de *moral hazard* que, acredita-se, fazem o seguro desemprego aumentar a duração do tempo de desemprego (Shavel e Weiss, 1979), reespecificamos o modelo incluindo a variável SEG_t , representando a estatística mensal de beneficiários do programa de Seguro Desemprego (trabalho formal), como proporção da população economicamente ativa (PEA) estimada pelo IBGE, como

$$U_t = \beta_0 + \beta_1 U_{t-1} + \beta_2 C_t + \beta_3 UC_t + SEG_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

O próximo passo é a avaliação do impacto da variável SEG_t na qualidade da nova equação estimada *vis à vis* a equação estimada anterior. Nesse sentido, para os efeitos comparativos de praxe, reestimamos a equação tanto por mínimos quadrados ordinários (OLS) como por inferência bayesiana. No primeiro caso, pela Tabela 4, os resultados da estimação por OLS indicam uma melhora da especificação do modelo na equação (16), relativamente à especificação na equação (15), uma vez que o parâmetro representativo da persistência do desemprego (β_3) torna-se estatisticamente significativo ao nível de 1% e os outros parâmetros não sofrem mudanças significativas. No entanto, apesar dessa melhora, os erros-padrão permanecem altos, um resultado associado à presença de multicolinearidade antes referida. No segundo caso, a Tabela 5 representa estimativas bayesianas dos mesmos parâmetros, usando *priors* informativas¹⁴, cujos resultados sugerem melhora sensível *vis à vis* os resultados contidos na Tabela 4.

Tabela 4 - Variável Dependente: U_t ((Estimação por OLS)

Coeficiente	Estimativa	p-Valor
β_0	3,0412 (0,8627)	0,001
β_1	0,7825 (0,0486)	0,000
β_2	-0,1415 (0,0255)	0,000
β_3	-0,0106 (0,0037)	0,005
β_4	0,6334 (0,0,1290)	0,000

¹⁴ Em virtude da ausência de estimativas dos efeitos do seguro desemprego sobre a oferta de trabalho no Brasil, usamos $\beta_4 \sim N(0.6, 0.1)$ como *prior*, valor contido no intervalo apontado Chetty (2008) e Valletta e Kuang (2010), segundo os quais, na economia americana, 10% de aumento nos benefícios do seguro desemprego implica um aumento na duração do desemprego entre 4% a 8%.

$$F = 1450,78$$

$$\bar{R}^2 = 0,9740$$

Nota: Os valores entre parênteses representam desvios-padrão.

Tabela 5 - Variável Dependente: U_t (Estimação Bayesiana com *priors* informativas)

Coeficiente	Estimativa	Mediana	2,5%	97,5%
β_0	6,0959 (0,3005)	6,0983	5,5033	6,6793
β_1	0,6152 (0,0150)	0,6151	0,05749	0,6558
β_2	-0,2206 (0,0150)	-0,2207	-0,2498	-0,1911
β_3	-0,0155 (0,0038)	-0,0155	-0,0232	-0,0080
β_4	0,5999 (0,3005)	0,6015	0,3444	0,8584

Nota: Os valores entre parênteses representam os desvios-padrão

Comparando os resultados das estimações bayesianas das equações (15) e (16), nota-se uma sensível melhora na segunda, comparativamente à primeira. De fato, além de não apresentar mudanças de sinal em qualquer dos coeficientes, β_2 e β_3 tiveram mudanças significativas nas magnitudes: o coeficiente β_2 sofreu uma alteração de $-0,1655$ para $-0,2206$, enquanto β_3 variou de $-0,0106$ para $-0,0155$, sugerindo que 10% de expansão do crédito privado, reduz a persistência do desemprego em, aproximadamente, 1,55%, o que, diante da evidência internacional, ainda parece muito pouco. No entanto, isso, talvez, seja consequência dos efeitos do programa do seguro desemprego, cuja variável SEG_t tem coeficiente estimado razoavelmente alto.

Para avaliar o efeito da incorporação da variável SEG_t na equação estimada, verificamos sua contribuição para a qualidade do modelo. Nesse caso, chamando a equação (15) de Modelo 1 e a equação (16) de Modelo 2, utilizamos a generalização bayesiana do critério de informação de Akaike, conhecida como *deviance information criterion* (DIC), para compará-los, com resultado decisivamente favorável ao Modelo 2¹⁵.

4. Conclusões

Neste artigo, usamos o modelo desenvolvido em Dromel et al. (2010) que, à luz da contribuição teórica de Kiyotaki e Moore (1997), conclui 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 medida em que o desemprego converge para o valor 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.

¹⁵ $DIC(1) = 200,56$ e $DIC(2) = 180,94$.

Baseados nos argumentos acima e usando inferência bayesiana, mostramos que, entre janeiro de 2002 e dezembro de 2015, a redução da taxa de desemprego no Brasil pode ser explicada a partir da redução das fricções no mercado de crédito privado e por sua consequente ampliação. No entanto, apesar dos seus efeitos sobre a redução do desemprego, o efeito da expansão

do crédito privado sobre a redução da persistência do desemprego é pequeno se comparado com a evidência internacional. Por exemplo, nas diversas especificações contidas em Dromel et al. (2010), $\beta_3 \in [-0,52; -0,11]$, enquanto que aqui, $\beta_3 \in [-0,0208; -0,0059]$, com valor médio $-0,0155$. Segundo nosso entendimento, uma explicação para isso está em possíveis problemas de *moral hazard* na concessão de benefícios do seguro desemprego no Brasil, no período¹⁶ ou mesmo na rigidez da legislação trabalhista brasileira.

A respeito dos problemas de *moral hazard* do seguro desemprego, Shavel e Weiss (1979) afirmam que, em razão dos efeitos sobre o salário de reserva e sobre a procura por trabalho, a concessão do seguro desemprego aumenta a duração do desemprego. Foi nesse contexto que incluímos a variável SEG_t na equação estimada, cujo coeficiente β_4 , igual a 0,5999, sugere que 10% de aumento na concessão de seguro desemprego, aumenta sua duração (ou a persistência) em, aproximadamente, 6%, um número compatível com a evidência internacional.

Como interpretar tal resultado, eis um problema que divide opiniões. Contrariando Shavel e Weiss (1979) e outros trabalhos de gênero semelhante, Chetty (2008) argumenta que não se pode tratar os aumentos na duração de desemprego unicamente como resultado dos problemas de *moral hazard*. Em estudo desenvolvido para a economia dos Estados Unidos, o autor sugere que apenas uma porção menor do aumento da duração do desemprego, entre 16% e 32%, é resultado de *moral hazard*, já que a maior parte dos desempregados com renda do seguro desemprego, em torno de 60%, é formada por indivíduos incapazes de suavizar a trajetória de consumo e, portanto, sensíveis ao que convencionou chamar "efeito liquidez". No caso brasileiro, no entanto, parece relevante considerar que, diferentemente dos Estados Unidos, o seguro desemprego só é permitido aos trabalhadores desempregados cujos contratos tenham sido rescindidos sem justa causa e que, por isso mesmo, têm acesso a indenizações trabalhistas. Em nossa opinião, esse aspecto reforça o problema de *moral hazard* antes referido, sugerindo uma linha de pesquisa relevante para avaliar o que, de fato, pode ser feito em termos de políticas públicas.

Outra explicação possível pode situar-se nos problemas de rigidez das leis trabalhistas vigentes na economia brasileira. De fato, 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 aumento do desemprego, de modo que a persistência do desemprego aumenta com o aumento do grau de proteção ao emprego. Outros possíveis 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, o que, mais uma vez, é fator de aumento do tempo de desemprego.

¹⁶ Em março de 2014, um mês com taxa de desemprego estimada em 4,9%, a concessão de seguro desemprego beneficiou 3,34% da PEA, praticamente o dobro do 1,72% observado em outubro de 2003, um mês com taxa de desemprego de 13,0%.

Referências Bibliográficas

- Barnichon, R.; Elsby, M.; Hobijn, B.; Sahin, A., (2010). Which Industries are Shifting the Beveridge Curve?. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Papers Series*, WP 2010-32, dezembro.
- Botero, J. C.; Djankov, S.; La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F.; Shlaifer, A., (2004). The Regulation of Labor. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 4.
- Canova, F., (2007). *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton University Press.
- Chetty, R., (2008). Moral Hazard versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance. *Journal of Political Economy*, vol. 116, n. 2.
- Dromel, N. L., Kolakez, E.; Lehmann, E., (2010). Credit Constraint and the Persistence of Unemployment. *Labour Economics* 17, 823-834.
- Eisenstat, E., (2009). Multicollinearity in Applied Economics Research and the Bayesian Linear Regression. *Annals of Spiru Haret University*, vol. 9.
- IPEA (2012). PNAD 2011: Primeiras Análises sobre o Mercado de Trabalho Brasileiro. *Comunicado do Ipea* Nº 156.
- Jaffee, D.; Russel, T., (1976). Imperfect Information, Uncertainty, 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.
- Koop, G., (2003). *Bayesian Econometrics*. John Wiley and Sons Ltd.
- Maddala, G. S., (1992). *Introduction to Econometrics*. McMillan Publishing Company, Second Edition.
- Monacelli, T.; Quadrini, V.; Trigari, A., (2011). Financial Markets and Unemployment. *NBER Working Paper Series*, No. 17389.
- 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.
- Shavel, S.; Weiss, L., (1979). The Optimal Payment of Unemployment Insurance Benefits over Time. *Journal of Political Economy*, vol. 87, n. 6.
- 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* Nº 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.

Valletta, R; Kuang, K., (2010). Is Structural Unemployment on the Rise? *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter*, Novembre.

Wasmer, E.; Weil, P., (2004). The Macroeconomics of Labor and Credit Market Imperfections. *The American Economic Review*, Vol. 94, N° 4.

Wooldridge, J. M., (2013). *Introductory Econometrics – a Modern Approach*, South-Western, Cengage Learning, Fifth Edition.