

Moreira, Ajax Reynaldo Bello; Corseuil, Carlos Henrique; Foguel, Miguel N.

**Working Paper**

## Fluxos no mercado de trabalho e dinâmica do desemprego em diferentes horizontes temporais

Texto para Discussão, No. 2345

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* Moreira, Ajax Reynaldo Bello; Corseuil, Carlos Henrique; Foguel, Miguel N. (2017) : Fluxos no mercado de trabalho e dinâmica do desemprego em diferentes horizontes temporais, Texto para Discussão, No. 2345, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/177561>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# 2345

**FLUXOS NO MERCADO DE TRABALHO  
E DINÂMICA DO DESEMPREGO EM  
DIFERENTES HORIZONTES TEMPORAIS**

**TEXTO PARA DISCUSSÃO**

**Ajax B. Moreira  
Miguel N. Foguel  
Carlos Henrique L. Corseuil**





## FLUXOS NO MERCADO DE TRABALHO E DINÂMICA DO DESEMPREGO EM DIFERENTES HORIZONTES TEMPORAIS<sup>1</sup>

Ajax B. Moreira<sup>2</sup>

Miguel N. Foguel<sup>3</sup>

Carlos Henrique L. Corseuil<sup>4</sup>

---

1. Os autores gostariam de agradecer a Guilherme Attuy por compartilhar diversas informações sobre os dados da Current Population Survey (CPS) para os Estados Unidos, além de expressar sua gratidão pela atenta leitura de Sandro Sacchet de Carvalho a uma versão preliminar deste texto.

2. Coordenador de economia financeira na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

4. Técnico de planejamento e pesquisa na Disoc/Ipea.

**Governo Federal**

**Ministério do Planejamento,  
Desenvolvimento e Gestão**  
**Ministro** Dyogo Henrique de Oliveira

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente**  
Ernesto Lozardo

**Diretor de Desenvolvimento Institucional**  
Rogério Boueri Miranda

**Diretor de Estudos e Políticas do Estado,  
das Instituições e da Democracia**  
Alexandre de Ávila Gomide

**Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**  
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,  
Urbanas e Ambientais**  
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais  
de Inovação e Infraestrutura, Interino**  
Rogério Boueri Miranda

**Diretora de Estudos e Políticas Sociais**  
Lenita Maria Turchi

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas  
e Políticas Internacionais**  
Sergio Augusto de Abreu e Lima Florencio Sobrinho

**Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação**  
Regina Alvarez

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>  
URL: <http://www.ipea.gov.br>

## Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2017

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.  
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: E24; E32; J63.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO .....	7
2 METODOLOGIA.....	10
3 RESULTADOS EMPÍRICOS .....	20
4 CONCLUSÃO .....	32
REFERÊNCIAS .....	33
APÊNDICE A – DERIVANDO O CÁLCULO DA PROBABILIDADE DE ESTADO DE CONVERGÊNCIA: FUNÇÃO (F).....	35
APÊNDICE B – TRATAMENTO PRELIMINAR DA MATRIZ DE TRANSIÇÃO E AVALIAÇÃO EMPÍRICA DO SEU EFEITO.....	36



## SINOPSE

O funcionamento do mercado de trabalho pode ser representado por transições do estado do trabalhador, e a flutuação destas transições determina a flutuação do desemprego. A literatura mede a importância de uma transição como a proporção da variância do desemprego de longo prazo ou estacionário, que é explicado com a flutuação deste componente. Este resultado é útil para analisar o desemprego de curto prazo quando o de longo prazo é uma boa *proxy* do de curto prazo. Nossa contribuição foi propor uma decomposição desse tipo de *proxy* usando um prazo qualquer ( $h$ ), o que permite explicitar o efeito da transição estimada no período ( $t$ ) sobre a taxa de desemprego nos períodos ( $t+h$ ). Esta construção coloca em um mesmo ambiente o efeito da transição para o desemprego de curto e o de longo prazo. Vale mencionar que a trajetória dos componentes da decomposição nem sempre segue uma tendência monótona, o que torna mais importante a consideração dos períodos intermediários.

**Palavras-chave:** desemprego; fluxos; decomposição.

## ABSTRACT

The functioning of the labor market can be represented by worker flows, and the fluctuation of these flows determines the fluctuation of unemployment. The literature measures the importance of a flow such as the proportion of the variance of long-term or stationary unemployment that is explained by the fluctuation of this component. This result is useful for analyzing short-term unemployment when long-term unemployment is a good proxy for short-term unemployment. Our contribution was to propose a decomposition of these kind of proxies using any period ( $h$ ), which allows to explain the effect of the estimated transition in the period ( $t$ ) on the unemployment rate in the periods ( $t + h$ ). This construction puts in the same environment the effect of the short and long term transition on unemployment. It is worth mentioning that the trajectory of the decomposition factors does not always follow a monotonous trend, which makes more important the consideration of the intermediate periods.

**Keywords:** unemployment; flows; decomposition.





## 1 INTRODUÇÃO

Identificar se o aumento do desemprego se deve à redução das contratações, ou ao aumento das demissões, ou mesmo ao aumento do interesse dos inativos em procurar ocupação é um elemento importante para o entendimento do funcionamento do mercado de trabalho. Entender a importância relativa de cada um desses mecanismos, e em que medida o ciclo econômico altera os resultados, é importante para a proposição de políticas que mitiguem o efeito dos choques negativos sobre o mercado de trabalho. Saber a importância relativa, por exemplo, de contratações e demissões para a flutuação do desemprego em geral, ou mesmo nos momentos de recessão de uma economia, pode ajudar os gestores de política a escolher entre priorizar políticas de estímulo à contratação ou de restrição às demissões.

O debate sobre o mecanismo que faz a taxa de desemprego se alterar é tão rico quanto controverso. Uma classe de artigos procura iluminar essa discussão olhando para a importância relativa dos fluxos brutos entre diferentes estados do mercado de trabalho, que em última instância determinam a variação líquida dos respectivos estoques.

Dois contribuições seminais nessa classe de artigos são de Darby, Haltiwanger e Plant (1986) e Shimer (2012). O primeiro artigo é categórico ao afirmar que o que importa para explicar movimentos na taxa de desemprego são seus fluxos de entrada. Shimer (2012) refuta essa conclusão e apresenta resultados na outra direção. Segundo o autor o fluxo de saída do desemprego para o emprego é o mais relevante para explicar flutuações nessa taxa.

Vale dizer que as metodologias empregadas são bem distintas. Darby, Haltiwanger e Plant (1986) usam modelos de regressão convencionais que são formulados para levar em consideração possíveis mudanças nas características dos indivíduos desempregados ao longo das diversas fases do ciclo. Shimer (2012), por sua vez, traz uma metodologia mais engenhosa, e menos intuitiva, baseada numa decomposição empírica de uma *proxy* do desemprego, que tem como fundamento teórico um sistema de equações dinâmicas envolvendo as probabilidades de transição entre os estados. A *proxy* utilizada é a taxa de desemprego, que faz o sistema de equações convergir quando se leva o horizonte de tempo para o infinito. Uma das principais hipóteses dessa metodologia é que a taxa de desemprego observada seja bem aproximada pela *proxy* usada por Shimer (2012),

que será denotada aqui por taxa de desemprego de longo prazo (também referida na literatura como taxa de desemprego do estado estacionário).<sup>1</sup>

O objetivo principal deste texto é propor uma generalização do método empregado por Shimer (2012), tal que a validade dos resultados possa não depender da referida hipótese. Verifica-se que a mesma metodologia pode ser empregada para diferentes aproximações da taxa de desemprego, que correspondem às soluções do sistema de equações para diferentes horizontes de tempo. O método de Shimer (2012) corresponde ao caso particular extremo dado pelo horizonte de tempo infinito. Usando o método aqui proposto o resultado desse caso particular é contrastado com os computados com cada horizonte de tempo alternativo. Destaca-se o contraste com outro caso extremo, a saber, aquele que considera o horizonte temporal de apenas um período, e que é denotado aqui por desemprego de curto prazo. É mostrado que a *proxy* da taxa de desemprego obtida considerando esse horizonte de tempo se aproxima mais do desemprego observado do que a de longo prazo, no caso brasileiro. Além disso, vê-se que há diferenças nos resultados da decomposição empírica se computadas com o desemprego de longo prazo ou a sua contraparte dada pelo desemprego de curto prazo, ainda que qualitativamente haja uma semelhança dos resultados.

Outros autores já haviam demonstrado preocupação com a validade da hipótese de o desemprego ser bem aproximado pelo desemprego de longo prazo.<sup>2</sup> Petrolongo e Pissarides (2008) argumentam que, apesar de válida para o caso americano, podem existir outros contextos onde essa hipótese pode ser questionada, tal como no mercado de trabalho de países europeus que apresentam um menor grau de flexibilidade. Esse mesmo ponto é aprofundado por Elsby, Hobijn e Sahin (2011), que sugerem também uma decomposição alternativa. No caso desses autores, o objeto da decomposição passa a ser a variação do desemprego de curto prazo ao redor do estado estacionário.

Essa possível dependência da adequação da metodologia ao contexto motivou a obtenção de resultados empíricos usando dados tanto do Brasil como dos Estados Unidos. Attuy (2012) faz esse tipo de comparação usando dados também para

---

1. Mais detalhes serão apresentados na próxima seção.

2. Essa preocupação também apareceu em uma outra vertente de estudos da dinâmica do desemprego que a relacionava a fatores relativos: *i*) à duração do desemprego; ou *ii*) à frequência de episódios de desemprego. Ver questionamentos à hipótese de estado estacionário nesse contexto nos trabalhos de Sider (1985) e Baker (1992).

Espanha e Reino Unido (além de Brasil e Estados Unidos). No entanto, o autor se restringe a exercícios de decomposição que usam o desemprego de longo prazo como *proxy* do desemprego.<sup>3</sup>

Além do contraste de resultados do exercício de decomposição quando se usa o desemprego de curto ou longo prazo como *proxy* do desemprego observado para países distintos, também foram exploradas outras fontes de heterogeneidade. Em primeiro lugar explorou-se em que medida esse contraste muda de acordo com as fases do ciclo econômico. A possibilidade de os resultados da decomposição dependerem da fase do ciclo já foi objeto de análise por diversos autores, tais como Elsby, Michaels e Solon (2009), Fujita e Ramey (2009), e Petrolongo e Pissarides (2008). Mas todos eles trabalharam com o desemprego de longo prazo como *proxy* do desemprego corrente. Os resultados apontam que a sensibilidade da decomposição ao ciclo não é afetada significativamente pela *proxy* de desemprego escolhida. Vale dizer que foram implementados procedimentos de inferência para as estimativas da sensibilidade da decomposição ao ciclo, o que não aparece nos referidos artigos.

Em segundo lugar explorou-se em que medida o contraste de resultados da decomposição usando desemprego de curto ou longo prazo muda quando se trabalha em um modelo com quatro estados no mercado de trabalho de forma a incorporar o trabalho informal como distinto do formal. A motivação dessa extensão vem do trabalho de Zylberstajn e Portela (2016). Esses autores trazem uma contribuição importante ao mostrar que as diferenças de resultados do Brasil para os países desenvolvidos podem estar relacionadas à larga presença de ocupações informais no nosso país. Os autores mostram que uma maior importância relativa do fluxo de saída do emprego para o desemprego para o Brasil, em um modelo de três estados, se deve a saídas do setor informal para o desemprego. As saídas do setor formal para o desemprego não se mostram relevantes para explicar a dinâmica desse estado, ou seja, os resultados mostram que o ajuste no desemprego envolvendo o segmento formal ocorre de forma mais semelhante ao detectado

3. Outros trabalhos, como os de Silva e Pires (2014) e Nunes, Menezes Filho e Komatsu (2016), usam dados brasileiros para replicar o método de Shimer (2012) e analisam os resultados obtidos à luz dos resultados reportados por Shimer. Attuy (2012) vai além, pois usa uma mesma rotina para computar os resultados para o Brasil e os demais países. Isso deve ser valorizado pois, conforme comentaremos mais adiante, há uma série de procedimentos de tratamento dos dados utilizados por Shimer, cuja documentação não é tão detalhada a ponto de termos certeza de que estamos replicando exatamente o seu procedimento.

para países desenvolvidos. Como de praxe na literatura até então, os autores aproximaram o desemprego pelo desemprego de longo prazo. Nesta pesquisa, foram obtidos resultados com o desemprego de curto prazo muito semelhantes aos obtidos com o de longo prazo, que por sua vez confirmam os encontrados por Zylberstajn e Portela (2016).

Para além do uso do desemprego de longo prazo como aproximação para o desemprego corrente, outros pontos da metodologia de Shimer também foram questionados por diversos autores. Vale destacar o ajuste feito para as estimativas de transições entre os estados do mercado de trabalho para lidar com a limitação de inferir essas transições a partir da observação em dois pontos no tempo. A preocupação de Shimer e outros autores é que outras transições podem acontecer entre esses pontos observados. Os resultados mostram que fazer ou não um ajuste proposto por Shimer (2012) não afeta os resultados da decomposição nem quando se usa o desemprego de longo nem o de curto prazo. Esse assunto foi analisado de forma mais detida por Mazumder (2007) e Gomes (2015). Esse e outros pontos menos destacados pela literatura são objeto de análise do apêndice B.

O restante do texto está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta os aspectos metodológicos, desde o modelo de transição até a decomposição do desemprego de curto e longo prazos. Os resultados empíricos são expostos e comentados na seção 3. Na seção 4, são apresentadas as conclusões.

## 2 METODOLOGIA

A estrutura básica do modelo de transição é caracterizada por dois componentes: *i*) um vetor de probabilidade de estado no período  $t$ ,  $\tilde{p}_t = (\tilde{p}_{1t}, \dots, \tilde{p}_{kt}, \dots, \tilde{p}_{Kt})'$ , onde  $k$  representa  $k$ -ésimo estado; e *ii*) uma matriz de transição,  $\tilde{\pi}_t$ , de dimensão  $K \times K$ , cujo elemento típico  $\tilde{\pi}_t(i, j)$  representa a probabilidade de transição do estado  $i$  para o estado  $j$ , e cujas colunas somam um. Considerando um modelo de transição entre dois períodos discretos adjacentes, a matriz de transição  $\tilde{\pi}_t$  relaciona de forma Markoviana os vetores  $\tilde{p}_t$  e  $\tilde{p}_{t-1}$ . Supondo uma população em idade ativa (PIA) constante no tempo (isto é, sem entradas ou morte de pessoas), essa relação satisfaz a seguinte identidade:

$$\tilde{p}_t \equiv \tilde{\pi}_t \tilde{p}_{t-1} \tag{1}$$

Nos casos aplicados em que pesquisas domiciliares amostrais longitudinais são empregadas para estimar as probabilidades de estado e a matriz de transição, a identidade (1) torna-se aproximada e passa a ser escrita como:

$$p_t = \pi_t p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

em que  $p_t$ ,  $\pi_t$  e  $p_{t-1}$  são estimativas dos seus correspondentes na equação (1) e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $K \times 1$  que captura desvios decorrentes de diversos fatores, tais como a natureza amostral da pesquisa, a entrada de novas pessoas a cada período na amostra e o atrito característico de pesquisas domiciliares longitudinais (cujas fontes são tanto a morte das pessoas quanto a não entrevista de domicílios no período seguinte). Em geral, esses desvios tendem a ser pequenos em contextos em que as unidades de tempo são meses ou trimestres e as amostras são amplas. Esse é o contexto dos casos tratados na literatura, e também o deste texto, que é baseado nos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), cuja amostra é ampla e mensal.<sup>4</sup> Assim, seguindo a literatura, abstrai-se da contribuição dos desvios na análise.

A taxa de desemprego,  $u_t$ , pode ser obtida a partir dos elementos do vetor de probabilidades de estado no período  $t$  e, portanto, pode ser expressa como uma função da matriz de transição e das probabilidades de estado em  $t - 1$ . Especificamente, denotando as probabilidades dos estados de ocupação e desemprego respectivamente por  $p_{ot}$  e  $p_{dt}$ , a taxa de desemprego corrente pode ser expressa por:

$$u_t = \frac{p_{dt}}{p_{ot} + p_{dt}} = u(\pi_t p_{t-1}), \quad (2)$$

onde  $u(\cdot)$  é uma função que transforma as probabilidades de transição e de estado no período anterior na taxa de desemprego corrente.

4. A subamostra da PME, com transições válidas, é de 45 mil observações por mês, e, portanto, o erro-padrão da probabilidade de transição é aproximadamente igual a  $0.0047p(1-p)$ , onde  $p$  é a probabilidade de transição. O erro-padrão da estimativa é baixo e foi ignorado.

A metodologia de decomposição proposta por Shimer (2007; 2012) faz uso do conceito de probabilidade de estado estacionário, que é computada sob a suposição de que, para cada período  $t$ , a matriz de transição  $\pi_t$  é constante nos períodos posteriores a  $t$ , e que as probabilidades de estado  $p_{t+h}$  converjam quando  $h$  cresce para uma probabilidade de estado estacionário,  $p_t^*$ . Admitindo a convergência, esta probabilidade pode ser calculada resolvendo-se o sistema de equações:

$$p_t^* = \pi_t p_t^* = F(\pi_t). \quad (3)$$

A velocidade com que o sistema converge para  $p_t^*$  depende de certas propriedades da matriz de transição. Quando a convergência é suficientemente rápida, o vetor  $p_t^*$  constitui uma boa aproximação para  $p_t$ , e, por conseguinte, a taxa de desemprego de longo prazo,  $u_t^* = u(p_t^*) = u(F(\pi_t))$ , também é uma boa aproximação para a taxa de desemprego de curto prazo,  $u_t$ . Shimer (2012) argumenta que esse é o caso para os Estados Unidos, que possuem um mercado de trabalho flexível. O autor aponta que a correlação entre o desemprego de longo prazo e o observado é de 99%. No entanto, quando os mercados são menos flexíveis, a abordagem proposta por Shimer pode não ser adequada para descrever as flutuações da taxa de desemprego corrente. Inclusive mesmo quando os mercados são flexíveis, cabe se perguntar se os padrões identificados para o desemprego de longo prazo se mantêm para a descrição do de curto prazo.

A seguir serão apresentadas duas decomposições para a taxa de desemprego: a de longo prazo, proposta por Shimer (2012), e a de curto prazo. As duas decomposições seguem a aproximação para a fatoração de sistemas não lineares utilizada por Shimer para casos extremos do horizonte temporal considerado, e estão detalhadas nas seções subsequentes. Para mostrar o funcionamento dessas decomposições, elas serão detalhadas inicialmente para um mercado de trabalho com dois estados, onde a formalização do modelo é mais simples, e posteriormente para um mercado com mais estados.

### 2.1 Decomposição da taxa de desemprego em um mercado com dois estados ocupacionais

No contexto em que se consideram apenas dois estados ocupacionais no mercado de trabalho (ocupação,  $o$ , e desemprego,  $d$ ), e assume-se que a força de trabalho ( $l = o + d$ )

permanece constante ao longo do tempo. A matriz de transição  $\pi_t$  é uma matriz quadrada  $2 \times 2$ , onde os elementos da diagonal principal correspondem às probabilidades de permanência no respectivo estado, e os elementos fora dessa diagonal representam as probabilidades de transição entre os dois estados entre  $t - 1$  e  $t$ . Nesse contexto, a equação (1.1) é escrita como:

$$\begin{bmatrix} p_{ot} \\ p_{dt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_t(o, o) & \pi_t(d, o) \\ \pi_t(o, d) & \pi_t(d, d) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{ot-1} \\ p_{dt-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - s_t & f_t \\ s_t & 1 - f_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{ot-1} \\ p_{dt-1} \end{bmatrix},$$

onde  $f_t$  denota a probabilidade de transição do desemprego para o emprego – denominada taxa de saída do desemprego – e  $s_t$  a probabilidade de transição do emprego para o desemprego – denominada taxa de entrada no desemprego.

Como a força de trabalho permanece fixa no contexto de dois estados, a taxa de desemprego de curto prazo pode ser expressa por:

$$u_t = p_{dt} = s_t p_{ot-1} + [1 - f_t] p_{dt-1} = s_t (1 - u_{t-1}) + [1 - f_t] u_{t-1} = u_{t-1} \lambda_t + s_t, \quad (4)$$

onde  $\lambda_t = 1 - s_t - f_t$  é um termo menor do que um.<sup>5</sup>

Dada a informação disponível em  $t$ , a taxa de desemprego para o período  $t + h$  pode ser escrita como:

$$u_{t+h} = u_{t-1} \lambda_t^h + s_t (1 + \dots + \lambda_t^{h-1}) = u_{t-1} \lambda_t^h + s_t (1 - \lambda_t^h) / (1 - \lambda_t). \quad (4.1)$$

Na expressão (4.1),  $\lambda_t$  mede a velocidade de convergência da taxa de desemprego projetada para a taxa de longo prazo, que pode ser calculada supondo estacionariedade da taxa de desemprego ou extrapolando o horizonte temporal:

$$u_t^* = u_t^* [1 - s_t - f_t] + s_t = u_t^* \lambda_t + s_t = \frac{s_t}{s_t + f_t} = \lim_{h \rightarrow \infty} u_{t+h}. \quad (5)$$

5. Note que, se  $s_t$  e  $f_t$  têm valores baixos,  $\lambda_t \cong 1$  e  $u_t \cong u_{t-1}$ .



Em suma, para cada período  $t$ , a expressão (4) determina a taxa de desemprego de curto prazo,  $u_t$ , e a expressão (4.1) uma sequência de taxas de desemprego projetadas,  $u_{t+h}$ ,  $h = 1, 2, \dots$ , que relacionam as taxas de desemprego de curto prazo e de prazo mais longo. Essa sequência explicita a diferença entre esses dois tipos de taxas e mostra o papel desempenhado pela velocidade de convergência,  $\lambda_t$ , na relação entre essas taxas. Quanto menor o valor de  $\lambda_t$  – ou seja, quanto maiores forem as taxas de entrada no desemprego ( $s_t$ ) e de saída dele ( $f_t$ ) –, mais rapidamente ocorre a convergência para a taxa de desemprego de longo prazo ou estacionária,  $u_t^*$ , definida em (5).

Essa taxa de desemprego de longo prazo,  $u_t^*$ , é decomposta pela abordagem proposta por Shimer (2012), que é dada pela aproximação:

$$u_t^* \cong \left\{ \frac{s_t}{s_t + \bar{f}} \right\} + \left\{ \frac{\bar{s}}{\bar{s} + f_t} \right\} = us(s_t) + uf(f_t) = us_t + uf_t, \quad (6)$$

onde  $\bar{s}$  e  $\bar{f}$  representam as médias temporais das taxas de entrada e saída do desemprego, respectivamente. Note que, ao deixar variar apenas um elemento de (5) de cada vez, os termos  $us_t$  e  $uf_t$  em (6) captam respectivamente as contribuições das taxas de entrada e de saída do desemprego para a trajetória da taxa de desemprego de estado estacionário.

A decomposição proposta neste texto também é baseada na mesma ideia de variar os elementos que compõem a taxa de desemprego de curto prazo, um de cada vez. Usando a expressão (4), essa decomposição pode ser então expressa por:

$$u_t \cong \{u_{t-1}[1 - \bar{s} - \bar{f}] + \bar{s}\} + \{\bar{u}[1 - s_t - \bar{f}] + s_t\} + \{\bar{u}[1 - \bar{s} - f_t] + \bar{s}\} = \\ v0(u_{t-1}) + vs(s_t) + vf(f_t) = v0_t + vs_t + vf_t, \quad (7)$$

onde  $\bar{u}$  representa a média temporal da taxa de desemprego,  $v0_t$  capta o efeito do estado corrente (ou inicial) do mercado de trabalho e  $vs_t$  e  $vf_t$  representam respectivamente os efeitos das taxas de saída e de entrada no desemprego sobre a taxa de desemprego de curto prazo.

A taxa de desemprego projetada descrita em (4.1) também pode ser decomposta em componentes análogos  $v0_{t+h}$ ,  $vs_{t+h}$  e  $vf_{t+h}$ , obtendo-se:

$$u_{t+h} \cong v0_{t+h} + vs_{t+h} + vf_{t+h}. \quad (7.1)$$

Pode-se mostrar que, quando  $h$  cresce,  $v0_{t+h}$  converge para zero, e  $vs_{t+h}$  e  $vf_{t+h}$  convergem para os correspondentes fatores que decompõem a taxa de desemprego de longo prazo em (6) ( $us_t$  e  $uf_t$ , respectivamente).

Se (6) ou (7) são uma boa aproximação para a taxa de desemprego de longo e curto prazos, então as variâncias destas taxas podem ser aproximadas respectivamente por:

$$V(u_t^*) \cong cov\langle u_t^*, us_t \rangle + cov\langle u_t^*, uf_t \rangle \quad (8)$$

e

$$V(u_t) \cong cov\langle u_t, v0_t \rangle + cov\langle u_t, vs_t \rangle + cov\langle u_t, vf_t \rangle. \quad (9)$$

Se se divide os dois lados de (8) e (9) pelas suas respectivas variâncias, obtém-se então um caminho para computar as contribuições aproximadas dos componentes de cada expressão para as flutuações da taxa de desemprego de interesse:

$$\frac{V(u_t^*)}{V(u_t^*)} = 1 \cong \frac{cov\langle u_t^*, us_t \rangle}{V(u_t^*)} + \frac{cov\langle u_t^*, uf_t \rangle}{V(u_t^*)} = \beta_s^* + \beta_f^* \quad (10)$$

e

$$\frac{V(u_t)}{V(u_t)} = 1 \cong \frac{cov\langle u_t, v0_t \rangle}{V(u_t)} + \frac{cov\langle u_t, vs_t \rangle}{V(u_t)} + \frac{cov\langle u_t, vf_t \rangle}{V(u_t)} = \beta_0 + \beta_s + \beta_f, \quad (11)$$

onde os  $\beta$ 's medem a importância dos componentes que aparecem em seus respectivos subscritos em cada expressão. Uma forma direta de calcular esses  $\beta$ 's e seus erros-padrão é por meio de regressões lineares, onde cada componente é regredido contra a taxa de desemprego da qual ele faz parte. Especificamente, para estimar os  $\beta$ 's no caso de (10):

$$um_t = \alpha_m^* + \beta_m^* u_t^* + \epsilon_t^*, \quad (12)$$

onde  $m = s, f$ . Os coeficientes da decomposição da taxa de desemprego de curto prazo são obtidos de forma equivalente relacionando-se  $u_t$  com os seus respectivos fatores:

$$vm_t = \alpha_m + \beta_m u_t + \epsilon_t, \quad (13)$$

onde  $m = 0, s, f$ .

Vale assinalar que, se (6) ou (7) são uma boa aproximação da taxa de desemprego, então  $(\beta_s^* + \beta_f^*)$  ou  $(\beta_0 + \beta_s + \beta_f)$  serão próximos de um.

## 2.2 Decomposição da taxa de desemprego com mais de dois estados ocupacionais

Os resultados da seção anterior podem ser expandidos para sistemas com um número qualquer de estados. Neste estudo, analisa-se o caso de três estados, que incorporam as transições entre os demais estados e a inatividade (isto é, fora da força de trabalho), e o de quatro estados, em que a situação de ocupação é subdividida em ocupação formal e informal. Este último caso corresponde a um contexto mais apropriado para o Brasil – assim como para outros países em desenvolvimento –, cujo setor informal representa uma parcela considerável do mercado de trabalho.

Supondo que a matriz de transição é constante dentro de um horizonte de previsão, pode-se utilizar a expressão (1.1) (ignorando-se o termo de erro) recursivamente para obter previsões para um horizonte  $h$ . A matriz de transição  $\pi_t$  pode ser decomposta nos

seus autovetores  $\Lambda_t$  e autovalores  $\lambda_t$ , segundo:  $\pi_t = \Lambda_t \lambda_t \Lambda_t^{-1}$ , onde  $\lambda_t$  mede a velocidade de convergência da matriz no período  $t$ :

$$p_{t+h} = \pi_t^h p_t = (\Lambda_t \lambda_t^h \Lambda_t^{-1}) p_t. \quad (14)$$

Os resultados empíricos dessa decomposição mostram que as raízes característica são sempre números reais menores do que um, o que garante que a sequência  $\lambda_t^h$ ,  $h = 1, 2, \dots$  converge para uma matriz estacionária, e que essa convergência se dá de forma exponencial. A probabilidade de estado  $p_t$  converge para  $p_t^*$ , conforme a expressão a seguir:

$$p_t^* = \lim_{t \rightarrow \infty} \pi_t^h p_{t-1} = \pi_t p_t^* = F(\pi_t), \quad (15)$$

onde  $F(\cdot)$ , que aparece em (3), é a função que calcula as probabilidades de convergência para cada matriz de transição.<sup>6</sup>

A taxa de desemprego de curto prazo –  $u(\pi_t p_{t-1})$  – e a taxa de desemprego de longo prazo ou estacionária –  $u(F(\pi_t))$  – podem ser decompostas em fatores que representam cada uma das componentes (linearmente independentes) da matriz de transição e, no caso do desemprego de curto prazo, adicionalmente no fator que representa o efeito do estado inicial.

Para expressar essas decomposições, seja a sequência temporal de matrizes de transição  $\pi_t$ ,  $t = 0, 1, \dots, T$  e  $\bar{\pi}$  a média das matrizes de transição na amostra. Para cada componente  $(i, j)$ ,  $i \neq j$ , definimos a sequência de matrizes de transição  $\psi(\pi_t(i, j); \bar{\pi}) = \psi_t^{i,j}$ , onde todos os elementos da matriz no período  $t$  são iguais aos seus correspondentes da matriz média  $\bar{\pi}$ , exceto o elemento  $\pi_t(i, j)$  e os pertencentes à diagonal principal, que são ajustados para somar um na sua coluna correspondente.

6. A derivação da função  $F(\cdot)$  está apresentada no apêndice A.

Formalmente, denotando por  $a_t^{I,J}$  um elemento qualquer de  $\psi_t^{i,j}$ , esta matriz pode ser escrita para a transição de  $i$  para  $j$ ,  $i \neq j$ , como:<sup>7</sup>

$$\psi(\pi_t(i,j); \bar{\pi}) = \psi_t^{i,j} = \begin{cases} a_t^{I,J} = \pi_t(i,j) \text{ se } I = i, J = j \\ a_t^{I,J} = 1 - \sum_{l \neq j} a_t^{I,l} \text{ se } I = j \\ a_t^{I,J} = \bar{\pi}(I, I) \text{ caso contrário.} \end{cases} \quad (16)$$

Essa sequência de famílias de matrizes de transição é utilizada para separar a contribuição de cada uma das transições entres os estados  $(i, j)$ ,  $i \neq j$ , na explicação da flutuação da taxa de desemprego.

A decomposição da taxa de desemprego de longo prazo proposta por Shimer (2012) utiliza a expressão (15) e segue a mesma aproximação empregada para o caso de dois estados, isto é, somam-se as contribuições de cada transição de  $i$  para  $j$ ,  $i \neq j$ , onde cada componente da decomposição capta somente a variação em  $\pi_t(i, j)$ . Assim, usando a matriz  $\psi(\pi_t(i, j); \bar{\pi})$  definida em (16), a decomposição da taxa de desemprego de longo prazo pode ser expressa por:

$$u_t^* = u[F(\pi_t)] \cong \sum_{i \neq j} u[F(\psi(\pi_t(i, j); \bar{\pi}))] = \sum_{i \neq j} u_{ijt}^* \quad (17)$$

A decomposição da taxa de desemprego de curto prazo é baseada na expressão (14) com  $h = 1$  e utiliza a mesma lógica da aproximação empregada por Shimer, em que a contribuição de cada componente decorre da variação isolada do componente de interesse, ou seja:

$$u_t = u(\pi_t p_t) \cong u(\bar{\pi} p_t) + u(\pi_t \bar{p}) = u(\bar{\pi} p_t) + \sum_{i \neq j} u[\psi(\pi_t(i, j); \bar{\pi}) \bar{p}] = u_{0t} + \sum_{i \neq j} u_{ijt} \quad (18)$$

7. Por exemplo, no caso de três estados, se  $(i, j) = (2, 3)$ , a matriz  $\psi_t^{2,3}$  será:

$$\psi(\pi_t(2,3); \bar{\pi}) = \psi_t^{2,3} = \begin{bmatrix} 1 - \bar{\pi}(2,1) - \bar{\pi}(3,1) & \bar{\pi}(1,2) & \bar{\pi}(1,3) \\ \bar{\pi}(2,1) & 1 - \bar{\pi}(1,2) - \bar{\pi}(3,2) & \pi_t(2,3) \\ \bar{\pi}(3,1) & \bar{\pi}(3,2) & 1 - \pi_t(2,3) - \bar{\pi}(1,3) \end{bmatrix}$$

Similarmente, a decomposição para a projeção para  $h$  períodos é dada por:

$$u_t^h = u(\pi_t^h p_t) \cong u(\bar{\pi}^h p_t) + u(\pi_t^h \bar{p}) = u(\bar{\pi}^h p_t) + \sum_{i \neq j} u[\psi_t^h(\pi_t(i, j); \bar{\pi}) \bar{p}] = u_{0t}^h + \sum_{i \neq j} u_{ijt}^h. \quad (19)$$

É possível mostrar que, quando  $h$  cresce, o termo  $u_{0t}^h$  converge para zero e os demais fatores convergem para os respectivos fatores da decomposição de longo prazo.

De forma equivalente ao já descrito para o caso de dois estados, as contribuições de cada componente da decomposição da flutuação das taxas de desemprego de longo prazo ( $u_t^*$ ), curto prazo ( $u_t$ ) e projetado ( $u_t^h$ ) podem ser obtidas regredindo estas quantidades contra cada um dos seus componentes expressos respectivamente em (17), (18) e (19). Por exemplo, no caso da taxa de desemprego para a projeção de  $h$  períodos, temos:

$$u_{ijt}^h = \alpha_{ij}^h + \beta_{ij}^h u_{t+h} + \epsilon_t^h, \forall i \neq j, \quad (20)$$

ou no caso da previsão de longo prazo:

$$u_{ijt}^* = \alpha_{ij}^* + \beta_{ij}^* u_t^* + \epsilon_t^*, \forall i \neq j, \quad (21)$$

onde  $\beta_{ij}^h$  e  $\beta_{ij}^*$  medem a contribuição da transição do estado  $i$  para o  $j$ ,  $i \neq j$ , para cada horizonte  $h$  e no longo prazo, respectivamente.

Alguns autores implementam a decomposição separadamente para os dois segmentos do ciclo, identificados como de contração e expansão da economia. Uma forma de estimar diretamente o efeito do ciclo é incluir a variável indicadora do momento do ciclo tal como (usando a expressão 21 para taxa de desemprego de longo prazo):

$$u_{ijt}^* = \alpha_{ij}^* + \beta_{ij}^* u_t^* + c_{ij}^* C_t + \gamma_{ij}^* C_t u_t^* + \epsilon_t^*, \forall i \neq j, \quad (22)$$

onde  $\gamma_{ij}^*$  mede a contribuição diferencial do período de recessão, que é demarcado pela variável indicadora  $C_t$ . Expressão análoga é obtida a partir de (20) para taxa de desemprego de  $h$  períodos.

### 3 RESULTADOS EMPÍRICOS

Os resultados dos exercícios empíricos descritos foram obtidos para o Brasil e os Estados Unidos. No caso do Brasil utilizou-se a sequência de amostras, para o período de janeiro de 2003 a fevereiro de 2016, da PME conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para os Estados Unidos foram utilizados os dados para o período de janeiro de 1990 a dezembro de 2015, provenientes da CPS, disponibilizados pelo Bureau of Labor Statistics. As correspondentes sequências de matrizes de transição são obtidas para o Brasil e os Estados Unidos, e para cada número de estados considerados. Em seguida foram submetidas aos filtros, descritos no apêndice B, que mitigam o efeito da sazonalidade, tendência, ruído e prazo de apuração. Com as matrizes filtradas, foi utilizada a metodologia descrita na seção anterior para decompor a taxa de desemprego de curto e de longo prazos.<sup>8</sup>

No caso de três (dois) estados, temos seis (duas) probabilidades de transição independentes.<sup>9</sup> No Brasil, consideramos também o caso com quatro estados – inativo, desempregado, empregado no formal e no informal –, onde a matriz de transição tem doze transições independentes.

Os ciclos foram identificados utilizando informações do National Bureau of Economic Research (NBER), para os Estados Unidos,<sup>10</sup> e do Comitê de Datação de Ciclo (Codace), para o Brasil.<sup>11</sup> A tabela 1 apresenta para o Brasil e os Estados Unidos o período coberto pelos dados, o número de observações e o número de observações em que a economia estava sob recessão. No período observado para as duas economias foram identificadas três recessões.

---

8. Vale dizer que as taxas de desemprego consideradas nos exercícios empíricos são aquelas consistentes com as correspondentes matrizes de transição. Nota-se que, no caso do Brasil, a taxa de curto prazo difere marginalmente da taxa de desemprego publicada pelo IBGE devido à perda de informação decorrente da diferença entre as equações (1) e (1.1).

9. A matriz de transição exaure os estados de origem e, portanto, a soma das colunas de  $\pi$  é igual a 1, o que implica que uma das transições é dependente das demais. Sem perda de generalidade, pode-se considerar que a diagonal principal de  $\pi$  é a transição dependente das demais. No caso de três estados, temos as seguintes transições: de inativo para desocupado (id) e para ocupado (io); de desocupado para inativo (di) e para ocupado (do); e, de ocupado para inativo (oi) e para desocupado (od).

10. Disponível em: <<http://www.nber.org/cycles.html>>.

11. As informações do Codace são disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getulio Vargas (Ibre-FGV).

TABELA 1  
Ciclos no Brasil e nos Estados Unidos

País	Início	Final	#obs	#recessão	Recessão (%)
Brasil	fev./2003	fev./2016	157	34	22
Estados Unidos	fev./1990	dez./2015	311	37	12

Fonte: PME/IBGE e Codace, para o Brasil; CPS/Bureau of Latest Statistics (BLS) e NBER, para os Estados Unidos.

### 3.1 O desemprego de longo prazo como aproximação para o desemprego observado

Apresentamos a seguir o gráfico das taxas de desemprego de curto prazo (ucp), longo prazo (ulp) e observada (uob). No caso brasileiro há uma clara limitação do desemprego de longo prazo como aproximação do observado. O gráfico 1 confirma que o desemprego de curto prazo se ajusta melhor à série da taxa observada. No caso americano, tanto a série de desemprego de longo como a de curto prazo se ajustam muito bem ao desemprego observado.

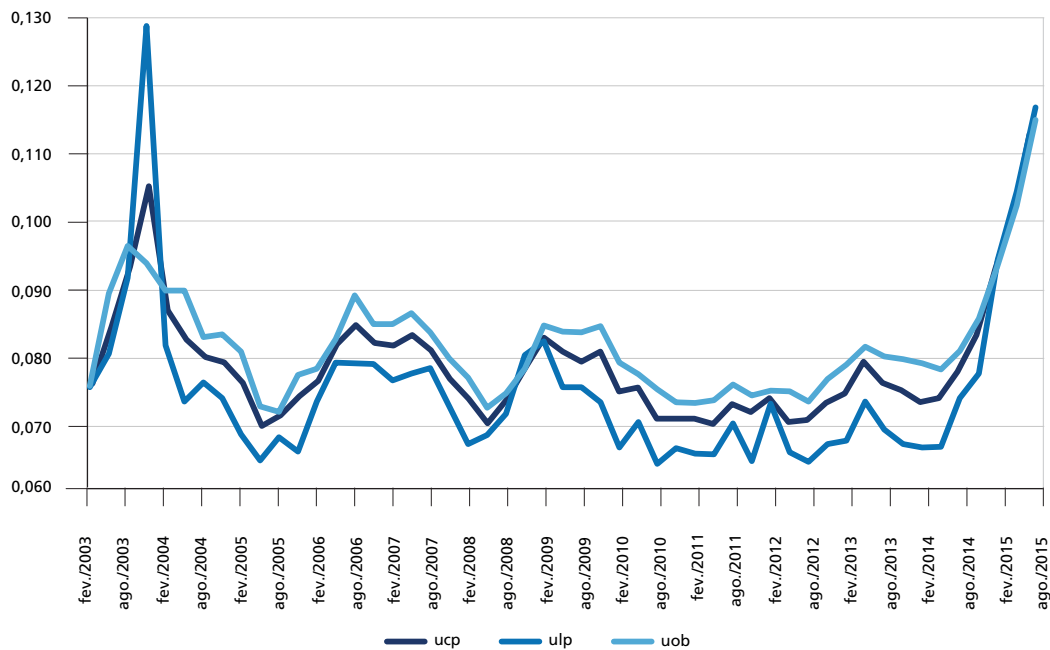
Outra alternativa para checar o ajuste do desemprego de longo prazo ao desemprego observado é através da velocidade de convergência. A sequência de matrizes de transição  $\pi_t$  produz uma sequência de autovalores  $\lambda_t$  que caracteriza a flutuação da velocidade de convergência ao longo do período, sendo que esta flutuação pode estar relacionada ao ciclo econômico. A primeira linha da tabela 2 apresenta as médias das raízes características associadas às matrizes de transição de dois e três estados para o Brasil e os Estados Unidos.<sup>12</sup> No caso de três estados os valores das duas raízes características são bem semelhantes entre os países. Na segunda linha da mesma tabela apresenta-se a meia-vida da convergência.<sup>13</sup> No caso de três estados, a meia-vida para o Brasil é de 5,3 meses, e para os Estados Unidos, 6,9. Logo, pode-se dizer que, neste caso, ao final de um semestre, o sistema ainda não convergiu em nenhum dos dois países. Essa informação pode ser usada para questionar o uso da taxa de desemprego de longo prazo como aproximação do desemprego corrente, conforme feito por Shimer e descrito na seção 3. Já no caso de dois estados, a convergência é mais rápida em ambos os países, especialmente para os Estados Unidos, que apresentam meia-vida de 1,8 mês contra 2,6 meses para o Brasil.

12. São transições de três (dois) estados mas que têm apenas dois (um) graus de liberdade (a última raiz é sempre unitária).

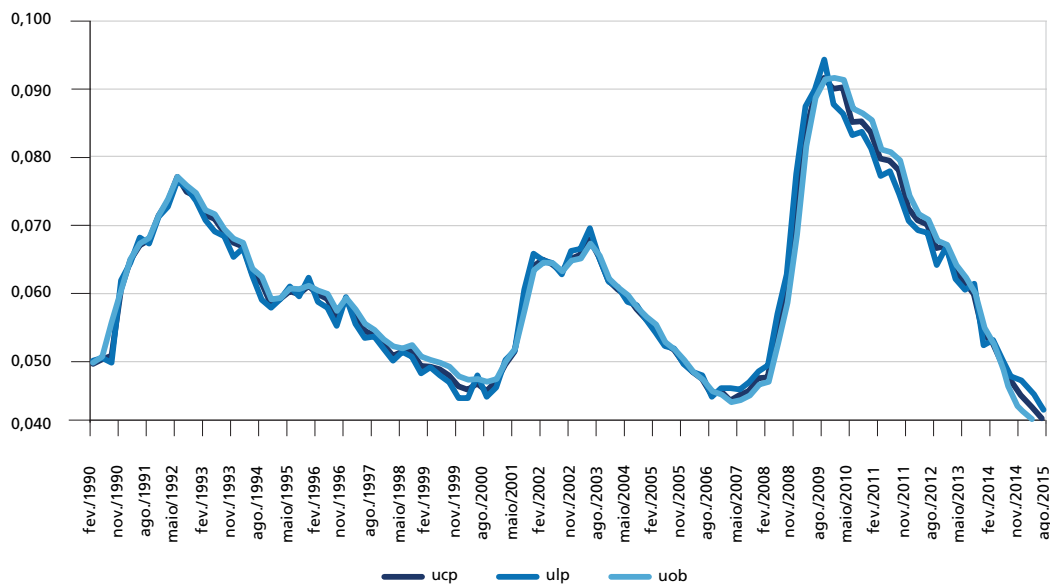
13. O sistema converge quando converge para zero, e a meia-vida é o número de períodos necessários para que seja igual a 0,5. Esta quantidade é uma forma amplamente utilizada para avaliar a velocidade de convergência.



**GRÁFICO 1**  
**Taxas de desemprego observadas e aproximadas**  
 1A – Brasil



1B – Estados Unidos



Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil) e da CPS/BLS (Estados Unidos).  
 Elaboração dos autores.

TABELA 2  
Análise das raízes características das matrizes de transição

Estados	Brasil		Estados Unidos			
	3	2	3	2	2	
Raízes	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_1$	
Amostra total	0,88	0,51	0,76	0,90	0,51	0,675
Meia-vida (meses)	5,33	1,02	2,55	6,91	1,02	1,77

Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil) e da CPS/BLS (Estados Unidos).  
Elaboração dos autores.

Na tabela 3 observa-se que, para ambos os países, a média das raízes características desagregadas por períodos de recessão, e não recessão para o caso de três estados. Apresentou-se também o valor da estatística  $t$  para a hipótese de igualdade entre as médias das raízes para os períodos em recessão e os demais em cada país. Os resultados mostram que a hipótese de igualdade entre a velocidade de convergência nos dois períodos não é rejeitada.

TABELA 3  
Raízes características das matrizes de transição por fases do ciclo econômico

	Brasil		Estados Unidos	
	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_1$	$\lambda_2$
A: não recessão	0,88	0,51	0,90	0,51
B: recessão	0,87	0,51	0,90	0,49
Estatística $t$ : $H_0:A=B$	0,93	0,20	0,06	0,23

Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil) e da CPS/BLS (Estados Unidos).  
Elaboração dos autores.

### 3.2 Decompondo a flutuação do desemprego de curto e longo prazos com três estados

A tabela 4 mostra, para o Brasil e os Estados Unidos, a decomposição do desemprego de longo prazo na especificação com três estados. No primeiro par de colunas reportam-se as respectivas estimativas de  $\beta$  no modelo padrão descrito na equação (21), isto é, sem a inclusão de termos que consideram o efeito do ciclo econômico (indicadora de recessão). Os resultados para essa especificação revelam diferenças bem significativas entre os dois países, conforme já apontado por outros estudos mencionados na seção 2. Foi confirmada a maior relevância do fluxo entre ocupação e desemprego para o Brasil, bem como do fluxo inverso (desemprego para ocupação) para os Estados Unidos, e também que o fluxo entre inatividade e desemprego tem uma relevância expressiva para explicar a flutuação do desemprego de longo prazo no Brasil. No apêndice B foi avaliado o efeito do uso de cada um dos filtros empregados, isoladamente e em conjunto, sobre

essa decomposição. Na amostra de dados para o Brasil e os Estados Unidos, alguns destes filtros não têm efeito estatisticamente significativo sobre a decomposição.

TABELA 4  
Decompondo a flutuação do desemprego de longo prazo com três estados

Modelo	Padrão: $\beta$		Ampliado: $\beta$		Ampliado: $\gamma$	
	Brasil	Estados Unidos	Brasil	Estados Unidos	Brasil	Estados Unidos
id	0,32**	0,19**	0,37**	0,20**	-0,10**	-0,05*
di	0,06**	0,11**	0,04	0,11**	0,07*	0,00
io	0,04*	0,08**	0,05*	0,09**	0,03	-0,02
do	0,05*	0,36**	0,01	0,36**	0,11*	-0,03
oi	0,12**	-0,04**	0,10**	-0,04**	-0,06	0,00
od	0,35**	0,25**	0,37**	0,24**	-0,11**	0,08**
<b>Total</b>	<b>0,93</b>	<b>0,95</b>	<b>0,95</b>	<b>0,96</b>	<b>-0,06</b>	<b>-0,01</b>

Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil) e da CPS/BLS (Estados Unidos).

Elaboração dos autores.

Obs. 1. Os coeficientes estão apresentados juntamente com sua significância estatística, segundo a notação: p-valor: <0.05(\*\*), <0.1(\*).

2. Transição definida entre os estados inativo (i), desocupado (d) e ocupado (o).

Nas demais colunas da mesma tabela pode-se verificar as respectivas estimativas para o modelo ampliado que distingue os períodos em que a economia está em recessão (descrito na equação 22). Além dos coeficientes associados a  $\beta$ , reportados nas colunas (3) e (4) da tabela, também nos interessa analisar os coeficientes associados ao parâmetro  $\gamma$ . Esses últimos coeficientes, expostos nas duas últimas colunas da tabela, trazem o efeito incremental devido à recessão na flutuação do desemprego de longo prazo. Os resultados revelam que este efeito incremental não é significativo para a maioria dos casos. As exceções são os coeficientes associados à entrada no desemprego, para ambos os países. No caso do Brasil, esses coeficientes mostram uma perda de relevância dos fluxos de entrada no desemprego em momentos de crise. Essa perda de relevância é parcialmente compensada por um ganho marginal associado aos fluxos de saída do desemprego. Em resumo, em momentos de crise a flutuação do desemprego de longo prazo no Brasil passa a funcionar de maneira mais semelhante ao padrão americano.

Por fim, na última linha da tabela apresentamos a soma dos coeficientes. Apesar de as decomposições não serem exatas, se a taxa de desemprego de estado estacionário é uma boa aproximação para a taxa de desemprego corrente, dever-se-ia esperar que a soma dos coeficientes fosse próxima de 1. Os resultados, no entanto, não parecem confirmar que este é o caso para nenhum dos dois países. Por exemplo, tomando o modelo sem diferenciação para o ciclo econômico, as somas são menores em 0,05 ponto percentual (p.p.), para o caso

americano, e 0,07 p.p., para o Brasil. Novamente, esses resultados corroboram o comentário anterior de que a aproximação do desemprego corrente pelo de longo prazo é passível de questionamento.

A tabela 5 mostra as estimativas para os coeficientes e a respectiva soma para as decomposições do desemprego de curto prazo. Os resultados estão organizados de forma análoga àqueles referentes ao desemprego de longo prazo mostrados na tabela anterior. A novidade dessa tabela está na primeira linha, que traz a estimativa do termo associado ao estado inicial do mercado de trabalho ( $\beta_0$ ).

TABELA 5  
Decompondo a flutuação do desemprego de curto prazo com três estados

Modelo	Padrão: $\beta$		Ampliado: $\beta$		Ampliado: $\gamma$	
	Brasil	Estados Unidos	Brasil	Estados Unidos	Brasil	Estados Unidos
Beta_0	0,49**	0,54**	0,44**	0,54**	0,10**	-0,05**
id	0,24**	0,12**	0,30**	0,12**	-0,13**	-0,02
di	0,06**	0,07**	0,05**	0,07**	0,02	0,01
io	0,00	0,01**	0,00	0,01**	0,00	0,00
do	0,03**	0,15**	0,01	0,15**	0,05	0,01
oi	0,01**	0,00**	0,01**	0,00**	-0,01	0,00
od	0,16**	0,10**	0,19**	0,09**	-0,08**	0,05**
<b>Total</b>	<b>0,99</b>	<b>0,98</b>	<b>1,01</b>	<b>0,98</b>	<b>-0,04</b>	<b>0,00</b>

Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil) e da CPS/BLS (Estados Unidos).

Obs.: 1. Os coeficientes estão apresentados juntamente com sua significância estatística, segundo a notação: p-valor: <0.05(\*\*), <0.1(\*).

2. Transição definida entre os estados inativo (i), desocupado (d) e ocupado (o).

O primeiro resultado a ser destacado é que, distintamente da decomposição baseada no desemprego de longo prazo, a soma dos coeficientes fica bem mais próxima de um. No caso da especificação sem ciclo, a soma passa a registrar 0,98 p.p., para os Estados Unidos, e 0,99 p.p., para o Brasil. Outro resultado importante é a relevância do estado inicial, que explica cerca de 50% da flutuação do desemprego do mês subsequente. Esse resultado mostra que ignorar os estados ocupacionais passados – e, portanto, as transições passadas entre os estados – pode ter um impacto considerável na análise das flutuações do desemprego.

Em relação aos coeficientes também presentes na decomposição de longo prazo, pode-se observar pela tabela 5 que, em termos relativos, os principais aspectos qualitativos são mantidos: no Brasil, há um predomínio dos fluxos de entrada no desemprego, que tendem a ser negativamente afetados por períodos de crise; nos Estados Unidos, o fluxo entre desemprego e ocupação continua exercendo papel preponderante.

A tabela 6 sintetiza os resultados da decomposição do desemprego de curto prazo (cp) e de longo prazo (lp). Essa tabela enfatiza o papel dos fluxos de entrada e saída do desemprego, agregando as transições em três categorias: *i*) flutuação da entrada no desemprego ( $=>d$ ); *ii*) flutuação da saída do desemprego ( $d=>$ ); e *iii*) flutuação entre ocupação e inatividade ( $i<=>o$ ).

TABELA 6  
Sumário da decomposição da flutuação do desemprego com três estados

Modelo	Padrão: $\beta$				Ampliado: $\beta$				Ampliado: $\gamma$			
	Brasil		Estados Unidos		Brasil		Estados Unidos		Brasil		Estados Unidos	
	cp	lp	cp	lp	cp	lp	cp	lp	cp	lp	cp	lp
$=>d$	0,39	0,66	0,22	0,44	0,49	0,75	0,22	0,44	-0,21	-0,22	0,03	0,03
$d=>$	0,09	0,11	0,22	0,47	0,06	0,05	0,21	0,48	0,06	0,18	0,02	-0,03
$i<=>o$	0,01	0,16	0,00	0,04	0,01	0,15	0,00	0,04	0,00	-0,03	0,00	-0,02
<b>Total</b>	<b>0,49</b>	<b>0,93</b>	<b>0,44</b>	<b>0,95</b>	<b>0,57</b>	<b>0,95</b>	<b>0,43</b>	<b>0,96</b>	<b>-0,15</b>	<b>-0,06</b>	<b>0,05</b>	<b>-0,01</b>

Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil) e da CPS/BLS (Estados Unidos).

Obs.: Transição definida entre os estados inativo (i), desocupado (d) e ocupado (o).

Os resultados da decomposição do desemprego de curto e longo prazos mostram que:

- nos Estados Unidos, a ida para o desemprego é tão importante quanto a saída, ao contrário do Brasil, onde a entrada no desemprego é muito mais importante do que a saída;
- as decomposições de curto e longo prazos são semelhantes em termos relativos para os dois mercados de trabalho; e
- o modelo ampliado mostra que para os Estados Unidos a recessão afeta pouco os fluxos de entrada e saída para o desemprego, ao contrário do que para o Brasil, onde estes fluxos são intensamente afetados. No caso do Brasil, curiosamente a recessão diminui a importância da entrada no desemprego, tanto no curto como no longo prazo. Já a importância da saída do desemprego aumenta, seja devido à ida para a inatividade ou para a ocupação.

### 3.3 Ilustrando as diferenças na decomposição do desemprego de curto ou longo prazo

Como mostrado na subseção 3.1, no caso de um mercado de trabalho mais completo com três estados, a convergência da taxa de desemprego de curto para a de longo prazo ocorre em um intervalo superior a seis meses, tanto para o Brasil como para os Estados Unidos. Nesta subseção, investigou-se com mais profundidade a dinâmica dos

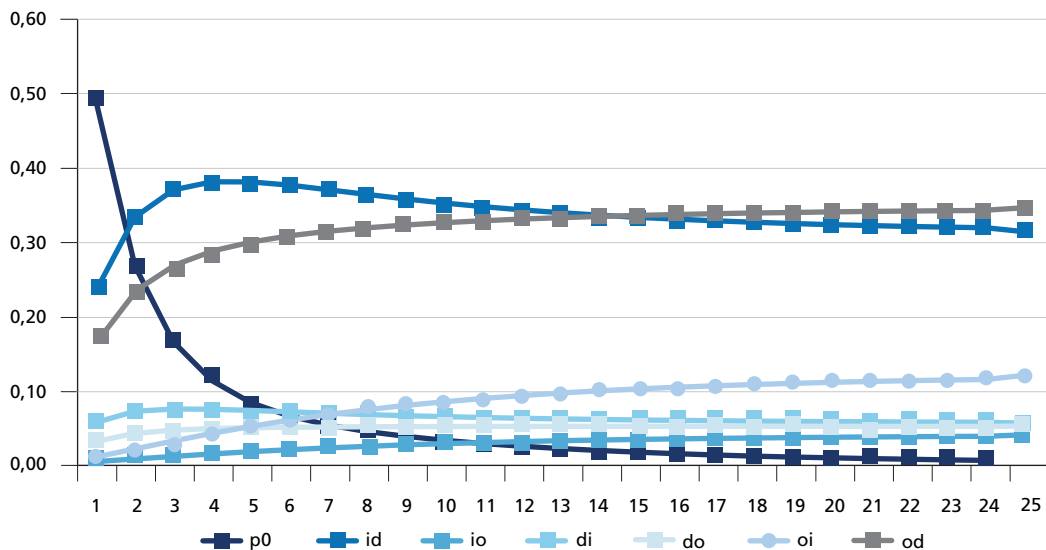
elementos que compõem a taxa de desemprego de curto prazo com vistas a analisar a importância de cada elemento no processo de convergência para a taxa agregada de desemprego de longo prazo.

A expressão (19) mostra que se pode considerar a decomposição da taxa de desemprego que irá ocorrer  $h$  períodos à frente do período de referência  $t$ . Assim, para cada horizonte  $h$ , a metodologia de decomposição de curto prazo permite estimar os elementos  $\beta_{ij}^h$ , o que possibilita a análise de seus padrões ao longo do tempo. Os gráficos 2A e 2B mostram para cada transição  $(i, j)$  a sequência temporal dos elementos da decomposição  $\beta_{ij}^h$  estimados pela equação (21) para os horizontes  $h = 1, 2, \dots, 24$  meses respectivamente para o Brasil e os Estados Unidos. Na última posição desses gráficos, aparece o elemento correspondente  $\beta_{ij}^*$  estimado pela equação (20), relativa à decomposição do desemprego de longo prazo.

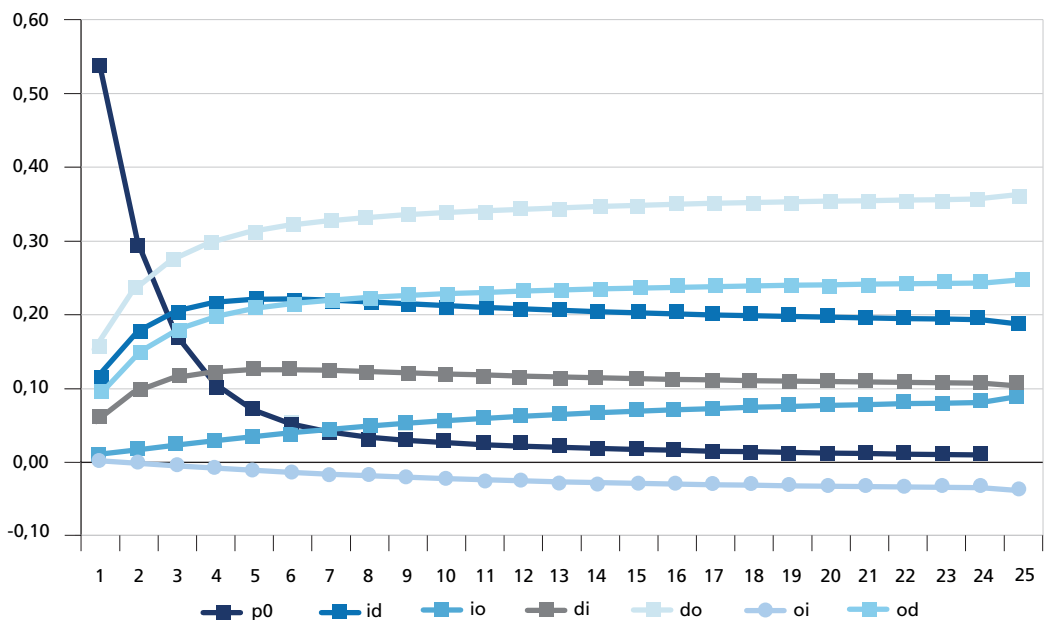
Vários resultados valem ser destacados nos gráficos 2A e 2B. Em primeiro lugar, a contribuição da condição inicial tem formato exponencial e decresce muito rapidamente, iniciando com cerca de 50% no primeiro período ( $h = 1$ ) e alcançando valores em torno de 10% já no quarto período ( $h = 4$ ). Isso mostra que as transições passadas – isto é, anteriores ao período de referência  $t$  – perdem aceleradamente sua importância para explicar a dinâmica do desemprego. Em segundo lugar, essa queda da importância da condição inicial é compensada por tendências ascendentes em quase todos os seis componentes correspondentes às transições de interesse. As exceções são as contribuições envolvendo as transições entre desemprego e inatividade nos dois sentidos, que inicialmente crescem e posteriormente decrescem, e, somente para os Estados Unidos, a transição da ocupação para inatividade, cuja contribuição segue uma trajetória descendente. Em todos os casos, é possível observar que os elementos da decomposição de curto prazo convergem para os seus correspondentes da decomposição de longo prazo.

Os gráficos 2A e 2B revelam também aspectos interessantes no que diz respeito às contribuições relativas dos componentes. É possível observar mudanças de *ranking* na importância de alguns componentes no processo de convergência para o longo prazo.

GRÁFICO 2  
 Decompondo ao longo do horizonte (três estados)  
 2A – Brasil



2B – Estados Unidos



Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil) e da CPS/BLS (Estados Unidos).  
 Elaboração dos autores.

Além da clara perda de importância das condições iniciais, no caso brasileiro, as contribuições dos componentes referentes aos fluxos, tanto entre ocupados e inativos (oi)

quanto entre ocupados e desempregados (od), experimentam crescimentos acentuados e mudam seus *rankings* ao longo da transição para o estado estacionário (especificamente, nos períodos  $h = 5$  e  $h = 8$  para o fluxo oi e  $h = 16$  para o fluxo od). Este último fluxo passa inclusive a ser o componente de maior importância, ultrapassando a contribuição do fluxo de inativos para desempregados, que inicialmente ocupa a primeira posição no *ranking*. No caso americano, há uma inversão de *ranking* (desconsiderando a contribuição das condições iniciais) entre os fluxos de desemprego para ocupação e de inativos para desempregados, que ocorre no horizonte de  $h = 8$  meses. Essas mudanças de importância relativa dos componentes, que não são captadas na decomposição de longo prazo, são uma das virtudes do método de decomposição da taxa de desemprego de curto prazo.

### 3.4 Decompondo a flutuação do desemprego de curto e longo prazos com quatro estados

Uma diferença importante entre os mercados de trabalho do Brasil e dos Estados Unidos é a existência de uma considerável parcela de vínculos informais no caso do primeiro país. Conforme mencionado anteriormente, Zylberstajn e Portela (2016) mostram que incorporar a informalidade como um dos estados do mercado de trabalho altera a importância relativa de cada fluxo na decomposição do desemprego de longo prazo. Tendo essa evidência como motivação, os exercícios para o Brasil foram refeitos, definindo quatro estados: inativo, desocupado, ocupado formal e ocupado informal.<sup>14</sup> O objetivo é checar em que medida os resultados obtidos a partir da decomposição do desemprego de longo prazo se assemelham aos obtidos a partir da de desemprego de curto prazo.

A tabela 7 mostra as médias para as sequências de raízes características, tanto para o período completo, como desagregado em subperíodos de recessão e não recessão. Essa tabela corrobora algumas tendências já mostradas nas tabelas 2 e 3. Em primeiro lugar, os momentos de recessão continuam não apresentando efeito sobre o padrão de convergência do sistema. Além disso, a meia-vida de 6,3 meses é ainda maior das obtidas tanto para o sistema com três estados quanto para aquele com dois estados. Esse resultado sugere que, quanto maior o número de estados, maior tende a ser a meia-vida e, conseqüentemente, pior tende a ser a aproximação do desemprego de longo prazo para o desemprego corrente.

14. A ocupação informal é definida aqui como compreendendo os empregados sem carteira assinada, sem remuneração, e os trabalhadores autônomos que não contribuem para a previdência social.



TABELA 7  
Raiz característica

Brasil: quatro estados	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$
A: não recessão	0,90	0,72	0,51
B: recessão	0,90	0,71	0,51
Estatística t: H0:A=B	0,03	0,90	0,11
Meia-vida (meses)	6,29	2,12	1,02

Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil) e da CPS/BLS (Estados Unidos).  
Elaboração dos autores.

A tabela 8 apresenta as estimativas dos coeficientes para as especificações com e sem termos adicionais para as fases do ciclo num contexto de quatro estados. Antes de comparar os coeficientes obtidos por meio das metodologias de desemprego de curto e de longo prazos, vale destacar dois resultados que se mantêm em relação aos exercícios com três estados. Em primeiro lugar, tomando a soma dos coeficientes como um indicador da adequabilidade das metodologias, a especificação com quatro estados continua a indicar somas abaixo de um (0,94) para a decomposição de longo prazo, ao passo que o valor correspondente para a decomposição de curto prazo é mais próxima da unidade (0,99). Outro resultado semelhante é a relevância do estado inicial, que continua explicando cerca de 50% da flutuação do desemprego do mês subsequente.

TABELA 8  
Decompondo a flutuação do desemprego na transição mensal com quatro estados

Modelo	Padrão: $\beta$		Ampliado: $\beta$		Ampliado: $\gamma$	
	cp	lp	cp	lp	cp	lp
Beta_0	0,50**		0,44**		0,11**	
id	0,24**	0,31**	0,31**	0,36**	-0,13**	-0,10**
di	0,06**	0,05**	0,06**	0,03	0,02	0,07*
if	0,00**	0,05**	0,00**	0,06**	0,00	0,02
df	0,06**	0,13**	0,06**	0,12**	0,01	0,04
nf	0,00	-0,01	0,00	-0,02	0,00	0,06**
fi	0,00*	0,04**	0,00	0,02	0,00	-0,03
fd	0,04**	0,10**	0,05**	0,10**	-0,02	-0,02
fn	0,00	0,03**	0,00	0,04**	0,00	-0,05**
ni	0,01**	0,08**	0,01**	0,07**	0,00	-0,04
nd	0,12**	0,23**	0,14**	0,25**	-0,07**	-0,09**
in	0,00	-0,01	0,00	-0,01	0,00	0,02
dn	-0,03**	-0,06**	-0,05**	-0,09**	0,05**	0,07**
<b>Total</b>	<b>0,99</b>	<b>0,94</b>	<b>1,01</b>	<b>0,94</b>	<b>-0,04</b>	<b>-0,05</b>

Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil).

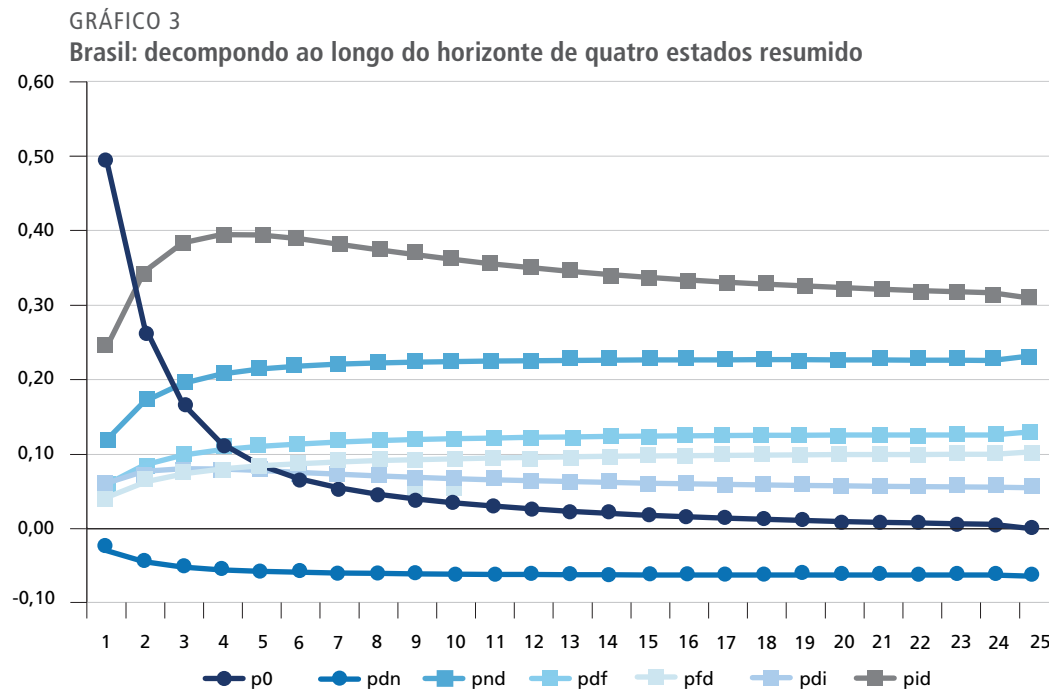
Obs.: 1. Os coeficientes estão apresentados juntamente com sua significância estatística, segundo a notação: p-valor: <0.05(\*\*), <0.1(\*).

2. i (inativo), d (desempregado), f (ocupado no formal), n (ocupado no informal), xy transição do estado x para o estado y.

No que diz respeito aos resultados para o desemprego de longo prazo na especificação sem termos adicionais para o ciclo, é possível notar que a transição do informal para o desemprego é que domina a transição entre a ocupação e o desemprego, que foi o componente com maior contribuição para o Brasil na especificação com três estados. Quando se está restrito ao segmento formal das ocupações, pode-se ver que a transição do formal para o desemprego (fd) é menos relevante do que a do desemprego para o formal (df). Esse resultado permite dizer que a relevância das transições entre formal e desemprego no Brasil para explicar a flutuação do desemprego se assemelha ao padrão entre ocupados e desemprego nos Estados Unidos. Já no que diz respeito a saídas do desemprego para a ocupação, há uma inversão, com predomínio do fluxo do desemprego para o segmento formal (df) em relação ao fluxo para o informal (dn). Novamente trata-se de uma confirmação de padrões já apontados por Zylberstajn e Portela (2016). Esses mesmos padrões também aparecem nos resultados para o desemprego de curto prazo. Enquanto o fluxo da ocupação para o desemprego é ditado pelo segmento informal, o fluxo inverso é ditado pelo segmento formal.

Com relação aos efeitos incrementais associados a períodos de recessão, há um aumento relativo na importância do fluxo do desemprego para a informalidade, compensado por uma diminuição da importância do fluxo inverso, ou seja, em períodos de crise, a contratação de desempregados pelo setor informal parece ter uma retração relativamente mais intensa do que o aumento de desligamentos nesse setor, que resulta em episódios de desemprego.

No gráfico 3 reporta-se como varia a importância relativa de alguns fluxos selecionados para explicar a flutuação do desemprego de acordo com o horizonte de previsão. Foram selecionados os termos referentes ao estado inicial, bem como aqueles relacionados aos fluxos comentados acima (dn, nd, fd, df). Esse gráfico permite observar ao menos dois pontos interessantes. Em primeiro lugar vale destacar o aumento na importância relativa das transições envolvendo desemprego e informalidade na medida em que se consideram horizontes mais longos da *proxy* do desemprego. Um detalhe interessante na importância da transição do desemprego para a informalidade é que o movimento não é monótono, com a importância máxima sendo registrada em torno de quatro meses. Em segundo lugar, cabe notar que há uma alteração na importância relativa da transição do desemprego para a inatividade, tal como havíamos observado no arcabouço com três estados.



Fonte: Dados da PME/IBGE (Brasil).

Obs.: i (inativo), d (desempregado), f (ocupado no formal), n (ocupado no informal), xy transição do estado x para o estado y.

## 4 CONCLUSÃO

O funcionamento do mercado de trabalho pode ser representado por transições do estado do trabalhador, e a flutuação destas transições determina a flutuação do desemprego. A literatura mede a importância de uma transição com a proporção da variância do desemprego de longo prazo ou estacionário, que é explicado pela a flutuação desta componente. Este resultado é útil para analisar o desemprego de curto prazo quando o de longo prazo é uma boa *proxy* do desemprego de curto. Elsbj, Hobijn e Sahin (2011) aponta que em mercados menos flexíveis esta pode não ser uma boa hipótese, e propõe a decomposição da variação do desemprego de curto prazo.

A velocidade da convergência para o estado estacionário observada para o Brasil e os Estados Unidos, para o caso de três estados, indica que o momento em que ocorre a convergência requer mais do que seis meses para ocorrer. Isto motiva a necessidade da decomposição do efeito das transições sobre a taxa de desemprego no curto prazo, ou seja, no período seguinte.

Este texto contribuiu propondo uma decomposição da previsão num prazo qualquer ( $h$ ), o que permite explicitar o efeito da transição estimada no período ( $t$ ) sobre a taxa de desemprego nos períodos ( $t + h$ ). Esta construção coloca em um mesmo ambiente o efeito da transição de curto e longo prazos. Vale mencionar que a trajetória dos fatores de decomposição nem sempre segue uma tendência monótona, o que torna mais importante a consideração dos períodos intermediários.

Outra contribuição foi estender a comparação dos resultados da decomposição para curto e longo prazos em outras dimensões. Em primeiro lugar vimos que a importância do ciclo seria captada de forma distinta nas decomposições feitas nesses dois horizontes extremos (curto e longo prazos). Constatamos que a importância do fluxo, que só se mostra relevante no Brasil, independe de usarmos o desemprego de curto ou longo prazo como *proxy* para o desemprego corrente.

Da mesma forma analisamos se o uso do desemprego de curto ou longo prazo alteraria a importância relativa de cada fluxo num modelo de quatro estados que separa as ocupações formais e informais em estados distintos. Num exercício restrito ao Brasil, constatou-se que novamente os resultados qualitativos são robustos à *proxy* usada para o desemprego.

## REFERÊNCIAS

- ATTUY, G. M. **Ensaio sobre macroeconomia e mercado de trabalho**. 2012. Tese (Doutorado) Departamento de Economia – Universidade de São Paulo. São Paulo, 2012.
- BAKER, M. Unemployment duration: compositional effects and cyclical variability. **American Economic Review**, v. 82, p. 313-21, 1992.
- DARBY, M.; HALTIWANGER, J.; PLANT, M. **The ins and outs of unemployment: the ins win**. The National Bureau of Economic Research, 1986. (Working Paper Series, n. 1997).
- ELSBY, M.; HOBIJN, B.; SAHIN, A. Unemployment dynamics in the OECD. **The Review of Economics and Statistics**, v. 95, p. 530-548, 2011.
- ELSBY, M.; MICHAELS, R.; SOLON, G. The ins and outs of cyclical unemployment, **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 1, p. 84-110, 2009.
- FUGITA, S.; RAMEY, G. The cyclicalities of separation and job finding rate. **International Economic Review**, v. 50, p. 415-430, 2009.

GOMES, P. The importance of frequency in estimating labor market transition rates. **IZA Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 6, 2015.

MAZUMDER, B. New evidence on labor market dynamics over the business cycle. **Economic Perspectives**, v. 31, n. 1, p. 36-46, 2007.

NUNES, D.; MENEZES FILHO, N.; KOMATSU, B. Probabilidades de admissão e desligamento no mercado de trabalho brasileiro. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 2, 2016.

PETROLONGO, B.; PISSARIDES, C. The ins and outs of european unemployment. **American Economic Review**, v. 98, n. 2, p. 256-262, 2008.

SHIMER, R. **Reassessing the ins and outs of unemployment**, 2007. (NBER Working Paper, 13421).

\_\_\_\_\_. Reassessing the ins and outs of unemployment. **Review of Economic Dynamics**, v. 15, n. 2, p. 127-148, 2012.

SIDER, H. Unemployment duration and incidence: 1968-82. **American Economic Review**, v. 75, n. 3, p. 461-472, 1985.

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

ZYLBERSTAJN, E.; PORTELA, A. S. The ins and outs of unemployment in a dual labor market. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43, 2016, Niterói, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Anpec, 2016.

## APÊNDICE A

### DERIVANDO O CÁLCULO DA PROBABILIDADE DE ESTADO DE CONVERGÊNCIA: FUNÇÃO (F)

Seja  $\pi$  a matriz de transição e a probabilidade de estado com  $s$  estados:

$$p = (p_1, \dots, p_{s-1}, p_s) = (q, p_s) \text{ onde } p_s = (1 - p_1 - \dots - p_{s-1})$$

A condição de probabilidade de estado de convergência é:  $p = \pi p$ .

$$\text{Seja } \pi = \begin{bmatrix} A & b \\ a & \pi_{ss} \end{bmatrix}$$

$$\text{Onde } A = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \dots & \pi_{s-1,1} \\ \dots & \dots & \dots \\ \pi_{1,s-1} & \dots & \pi_{s-1,s-1} \end{bmatrix}, \quad a = [\pi_{1,s} \quad \dots \quad \pi_{s-1,s}], \quad b = \begin{bmatrix} \pi_{s1} \\ \dots \\ \pi_{s,s-1} \end{bmatrix}$$

Então, descartando a última linha de  $\pi$  (que é redundante), temos:

$$q = Aq + bp_s = qA + b(1 - p_1 - \dots - p_{s-1}) = Aq + b - Bq, \text{ onde } B = [b, \dots, b]$$

$$\text{Então } q = (A - B)q + b \Rightarrow q((I - A + B)) = b \Rightarrow q = (I - A + B)^{-1} b$$

No caso de dois estados temos:  $P = (pd, po)$ :

$$q_d = \pi_{dd}q_d + \pi_{od} - \pi_{od}q_d \Rightarrow q_d = \pi_{od} / (1 - \pi_{dd} + \pi_{od}) = \pi_{od} / (\pi_{do} + \pi_{od})$$

## APÊNDICE B

**TRATAMENTO PRELIMINAR DA MATRIZ DE TRANSIÇÃO E  
AVALIAÇÃO EMPÍRICA DO SEU EFEITO**

O objeto de interesse da decomposição é avaliar quais são as fontes de variação do desemprego que são devidas à flutuação econômica. Portanto, estas não devem incluir flutuações devido à sazonalidade – por exemplo, as contratações/demissões devido às festas de fim de ano – ou à tendência de longo prazo – por exemplo, a expansão/contratação do mercado de trabalho por questões demográficas. A transição deveria ser medida com exatidão e em tempo contínuo para considerar as mudanças de curtíssimo prazo no estado do trabalhador.

A sequência de matrizes de transição, estimada mensalmente na sua forma original ( $\pi_t^o$ ), não atende a estes objetivos, e por isto Shimer (2012)<sup>1</sup> propõe submetê-las a uma sequência de filtros para extrair destas matrizes componentes de sazonalidade/tendência – usando o programa X12 do Bureau do Censo e o filtro HP –, um ajuste que calcula a probabilidade de transição do estado  $i$  para o  $j$  admitindo que não transitou no estado  $k \neq i, j$  em que ocorrer o erro devido à medida que a transição é realizada em tempo discreto, e finalmente a trimestralização dos dados para reduzir o erro amostral. A seguir, estão formalizadas estas etapas que transformam a matriz estimada  $\pi_t^o$  na matriz  $\pi_T^p$ , que será utilizada na decomposição.

- Filtra as componentes
  - sazonais com o método X12:  $\pi_t^o \rightarrow \pi_t^{ds}$
  - tendências com o método HP:  $\pi_t^{ds} \rightarrow \pi_t^p$
- Trimestraliza:  $\pi_T^p = (\pi_t^p + \pi_{t+1}^p + \pi_{t+2}^p) / 3$
- Intraperíodo:  $\pi_t = 1 - \exp(\chi)$  onde  $\chi = 1 - \xi_T \log(\lambda_T) \xi_T^{-1} + I$  e  $\pi_T^p = \xi_T \lambda_T \xi_T^{-1}$

---

1. Shimer, R. Reassessing the ins and outs of unemployment. *Review of Economic Dynamics*, v. 15, n. 2, p. 127-148, 2012.

Essas transformações podem ser questionadas ou substituídas por outras abordagens. A trimestralização e o ajuste intraperíodo talvez não sejam necessários devido à forma como as transições são estimadas. A fonte primária de informação são amostras suficientemente grandes para que o erro de medida seja inferior a 0,47%, e observadas em intervalos mensais (no caso do Brasil),<sup>2</sup> o que torna a transição intraperíodo pouco expressiva. Nos dois casos é uma questão empírica verificar se a trimestralização e o ajuste intraperíodo alteram o resultado.

A filtragem da tendência e a sazonalidade implicam a utilização de construtos estatísticos que são sujeitos a erros de medida não considerados na abordagem implementada. Uma forma alternativa é não realizar a etapa 1 e substituir a matriz  $\pi_t^p$  pela matriz  $\pi_t^o$ , e na etapa de estimativa da decomposição incluir na regressão (9) variáveis indicadoras de sazonalidade e de tendência, ou seja:

$$u_{it} = a_i + \alpha_i u_t + c_i t + \sum_{ki} d_{ki} S_k + z_t \quad (1)$$

O efeito de cada uma das transformações será medido repetindo todos os passos propostos por Shimer (2012), exceto as indicadas, e estimando as duas decomposições do desemprego. Consideram-se as seguintes versões que seguem todas as etapas de Shimer (2012), exceto: (a) não transforma as matrizes mensais em trimestrais; (b) não realiza o ajuste das transições intraperíodo; (c) utiliza os filtros X12 e HP mas não trimestraliza e não efetua ajuste intraperíodo; (d) não utiliza os filtros HP e X12 e inclui as variáveis indicadoras de tendência e sazonalidade em (1).

Em todos os casos os coeficientes estimados em cada versão são comparados com os obtidos com a versão reportada por Shimer (2012).

Os resultados mostram no caso dos Estados Unidos que a trimestralização (a) e o ajuste intraperíodo (b) não resultam em alterações estatisticamente significativas para nenhuma das transições consideradas, e que, no caso do Brasil, essa alteração ocorre apenas na transição de saída da inatividade para o desemprego. A versão (d) mostra para

2. No caso do Brasil, a PME que era coletada mensalmente foi substituída recentemente pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), que é coletada trimestralmente. Para essa nova pesquisa esta diferença tende a ser mais importante.



os dois países que a utilização de variáveis indicadoras não é um substituto adequado dos filtros X12 e HP. Estes resultados recomendam o uso da versão (c), que utiliza os filtros X12 e HP mas não trimestraliza e não efetua ajuste intraperíodo. A tabela B.1 sumariza os resultados, onde cada versão está indicada no número de cada coluna.

TABELA B.1  
Comparando a decomposição de Shimer (2012) com diferentes versões

Versão	Brasil								Estados Unidos								
	Curto prazo				Longo prazo				Curto prazo				Longo prazo				
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)	
id	1	0	1	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
io	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
di	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
do	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
oi	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
od	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>Soma</b>	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>5</b>	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>3</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>3</b>

Fonte: Dados da Pesquisa Mensal de Emprego do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PME/IBGE) (Brasil) e da Current Population Survey/Bureau of Latest Statistics (CPS/BLS) (Estados Unidos).

Elaboração dos autores.

Obs.: O valor 1 (0) indica que a hipótese de igualdade (não) é rejeitada no nível de significância de 5%.

Os resultados mostram que se pode dispensar a trimestralização e também o ajuste intraperíodo. No caso dos Estados Unidos a versão de Shimer (2012) e a que propomos são indistintas estatisticamente para todas as transições e medidas de desemprego, e no caso do Brasil apenas a transição da inatividade para desocupação mostra resultados diferentes.



**Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

**Assessoria de Imprensa e Comunicação**

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

### **Supervisão**

Andrea Bossle de Abreu

### **Revisão**

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Lara Alves dos Santos Ferreira de Souza

Luciana Nogueira Duarte

Mariana Silva de Lima

Vivian Barros Volotão Santos

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha (estagiária)

Cynthia Neves Guilhon (estagiária)

### **Editoração**

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Mayana Mendes de Mattos (estagiária)

Vinicius Arruda de Souza (estagiário)

### **Capa**

Danielle de Oliveira Ayres

Flaviane Dias de Sant'ana

### **Projeto Gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.*

### **Livraria Ipea**

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)







### **Missão do Ipea**

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO  
**PLANEJAMENTO,  
DESENVOLVIMENTO E GESTÃO**

