

Sincronização entre os ciclos de negócios na produção industrial dos estados brasileiros^a

Business Cycle Synchronization in Industrial Production across Brazilian States

Rodolfo Herald da Costa Campos^b 

Universidade do Estado do Rio Grande do Norte, Departamento de Economia, Assú
(RN), Brasil

Roberto Tatiwa Ferreira^c 

Universidade Federal do Ceará, Departamento de Economia Aplicada, Fortaleza (CE),
Brasil

Resumo: O presente estudo estima o grau de sincronização entre os ciclos de negócios na produção industrial dos estados brasileiros e indica potenciais determinantes entre as dissimilaridades desses ciclos. Utilizando a metodologia proposta por Leiva-Leon (2017), estimaram-se medidas de sincronização dinâmicas entre os ciclos de negócios da produção industrial para 13 estados brasileiros entre 2002-2016. Encontram-se evidências de heterogeneidade no nível de sincronização bilateral entre os estados, mesmo entre aqueles que pertencem a uma mesma região geográfica ou que sejam contíguos. Modelos de regressão para dados em painel são estimados e sugerem que as diferenças entre o grau de especialização setorial e entre as estruturas de despesas dos estados são importantes para explicar as dissimilaridades entre os ciclos de negócios na produção industrial dos estados analisados.

Palavras-chave: Produção industrial. Ciclos de negócios. Sincronização dinâmica. Dados em painel.

Abstract: The present study estimates the degree of synchronization among business cycles in industrial production across Brazilian states and identifies potential

Editora responsável: Fernanda Ultremare | DOI: 10.22456/2176-5456.107718

^a Submissão: 21/09/2020 | Aprovação: 05/11/2024 | Publicação: 14/07/2026

^b rodolfocampos@uern.br | Concepção, pesquisa e análise de dados, discussão dos resultados e redação e revisão do texto.

^c roberto.tatiwa@ufc.br | Concepção, pesquisa e análise de dados, discussão dos resultados e redação e revisão do texto.

Os autores declaram não haver conflito de interesse. Os conteúdos utilizados na pesquisa encontram-se no manuscrito.



Esta publicação está licenciada sob os termos de
Creative Commons 4.0 Internacional

determinants of the observed heterogeneity in these cycles. Using the methodology proposed by Leiva-Leon (2017), we compute dynamic measures of synchronization among industrial production business cycles for 13 Brazilian states over the period 2002–2016. The results provide evidence of heterogeneity in bilateral synchronization levels across states, even among those located within the same geographic region or sharing contiguous borders. Panel data regression models are estimated and suggest that differences in sectoral specialization and in state-level expenditure structures play a significant role in explaining the dissimilarities in industrial production business cycles among the states analyzed.

Keywords: Industrial Production. Business Cycles. Dynamic Synchronization. Panel Data.

JEL: E32. C34. C33.

1. Introdução

Estudos sobre sincronização dos ciclos de negócios buscam mensurar o grau de similaridade entre esses movimentos observados em diferentes economias. Essa análise é usual para identificar o nível de interdependência, os efeitos de políticas econômicas e de choques externos sobre a dinâmica dos ciclos de negócios das economias analisadas. Segundo Imbs (2004) e Fiess (2005), se um processo de especialização gera um aumento no comércio interindustrial de diferentes economias, os ciclos de negócios tendem a divergir. Neste caso, os choques de setores específicos são importantes na dinâmica do ciclo de negócios. Entretanto, se há um comércio intraindustrial elevado, os choques específicos afetam os parceiros econômicos de maneira semelhante, gerando ciclos sincronizados entre os mesmos.

Para Tinbergen (1962) a intensidade do comércio sempre aumenta a sincronização do ciclo de negócios, por isso regiões mais próximas umas das outras devem apresentar ciclos mais sincronizados. Modelos de ciclos de negócios reais, como o de Backus, Kehoe e Kydland (1992), mostram que quando ocorre um choque idiossincrático as economias com maior produtividade aumentam a sua produção e um movimento contrário é observado nas demais. Desta forma, haveria uma correlação negativa entre os ciclos dessas economias.

De qualquer forma, a sincronização dos ciclos é considerada uma condição necessária para o sucesso de uma política monetária unificada em uniões econômicas ou monetárias (Camacho; Perez-Quiros, 2006; De Hann; Inklaar; Jong-A-Pin, 2008). Se não existir sincronia entre os ciclos dessas economias, os efeitos das decisões de política macroeconômica podem não beneficiar todos os países dentro da união monetária e gerar custos assimétricos das políticas de estabilização.

Esse tipo de problema também pode existir dentro de um país. Caso as unidades subnacionais não sejam sincronizadas, os seus ciclos tendem a responder de forma diferente a choques internacionais ou nacionais, como o de uma política monetária não antecipada.

A análise empírica sobre sincronização de ciclos de negócios tem utilizado medidas de correlação estatística para atribuir o grau de sincronização entre duas economias (Baxter; Stockman, 1989; Backus; Kehoe; Kydland, 1992; Frankel; Rose, 1998; Bordo; Helbling, 2003). Por exemplo, Frankel e Rose (1998) estimam

um modelo com dados em painel para investigar a relação entre integração comercial e a sincronização dos ciclos de negócios, no qual a variável dependente é a correlação bilateral entre medidas de atividade econômica. Os seus resultados indicam que quanto maior é a integração comercial entre dois países, maior a correlação entre seus ciclos de negócios.

Entretanto, medidas de correlação sofrem de potenciais desvantagens ao não permitir a separação dos componentes comuns e idiossincráticos na análise e não consideram a dinâmica no comovimento das variáveis.

Há outras medidas para análise do grau de sincronização entre as economias. Den Haan (2000) propõe medidas de correlação dinâmicas no domínio do tempo baseadas em modelos VAR, onde as correlações a partir dos erros de previsão em diferentes horizontes de tempo fornecem uma medida de comovimento entre as séries.

Croux, Forni e Reichlin (2001) usam uma medida de correlação dinâmica no domínio da frequência baseada em análise espectral de séries temporais. Harding e Pagan (2002, 2006) propõem duas estatísticas para análise da sincronização entre os ciclos de negócios: o índice de concordância, que mensura a fração de tempo em que duas economias ou duas séries econômicas estão em um mesmo regime, e uma medida de correlação, que mensura o grau em que os pontos de inflexão entre duas economias ocorrem uma próxima da outra. Harding e Pagan (2006) propõem ainda um teste para sincronização onde a hipótese nula do teste é a de não sincronização, ou de um coeficiente de correlação igual a zero, através de estatísticas de teste t robustas a heterocedasticidade e autocorrelação.

Modelos de fatores dinâmicos também são utilizados para mensurar os comovimentos da atividade econômica e medir o grau de sincronização de ciclos de negócios entre as economias. Nesses estudos, usualmente se observa a contribuição do fator comum estimado na explicação da variabilidade de variáveis que fornecem informação sobre ciclos de negócios, como o produto (Kose; Otrok; Whiteman; 2003, 2008; Kose; Otrok; Prasad, 2008; Lee, 2013).

Hamilton (1989) propôs um modelo univariado com mudança de regime markoviana para inferir sobre as fases dos ciclos de negócios em uma economia. A partir do trabalho seminal de Hamilton (1989), diversos trabalhos passaram a aplicar modelos com mudança de regime markoviana para inferir sobre o grau de sincronização dos ciclos de negócios.

Guha e Banerji (1998) utilizam modelos univariados com mudança de regime de Markov para inferir sobre o grau de sincronização dos ciclos econômicos, onde as correlações cruzadas entre as probabilidades de recessão dos dois modelos são utilizadas como medida de sincronização. Considerando dados de emprego para os estados americanos e os EUA como um todo, esses autores encontram evidências de diferenças significativas entre as flutuações no emprego nacional e a de alguns estados americanos¹, explicadas principalmente pela diversificação industrial, diferenças no sentimento do consumidor e nas políticas fiscais.

De acordo com Camacho e Perez-Quiros (2006), quando há um elevado nível de sincronização as abordagens a partir de modelos univariados são viesadas e geram valores baixos de sincronização entre os ciclos de negócios. Para lidar com esse problema, eles propõem uma estrutura multivariada com mudança de regime de Markov, na qual a medida de sincronização baseia-se em uma combinação linear dos casos extremos de ciclos totalmente independentes e os perfeitamente sincronizados, governados por cadeias de Markov que evoluem independentemente.

Na análise de ciclos de negócios de níveis sub-nacionais, Owyang, Piger e Wall (2005) e Hamilton e Owyang (2012) mostram que existe diferenças significantes entre as fases dos ciclos de negócios dos estados americanos e também entre os estados e o ciclo de negócios nacional. Em particular, os resultados de Magrini, Gerolimetto e Duran (2013) mostram que as diferenças entre o nível de especialização setorial dos estados americanos reduzem a sincronização entre eles. As economias com estruturas industriais dissimilares possuem baixa sincronização entre seus ciclos². O nível de sincronização é também negativamente relacionado com o nível de integração financeira e positivamente relacionado com os fluxos comerciais entre os estados³.

¹ Guha e Banerji (1998) mostram que as fases dos ciclos de negócios para a Califórnia, Nova York, Illinois e Flórida foram diferentes do ciclo nacional agregado.

² Guha e Banerji (1998), Imbs (2004) e Camacho, Perez-Quiros e Saiz (2006) também consideram as diferenças entre o nível de especialização setorial sobre o grau de sincronização dos ciclos de negócios.

³ Além de verificar a hipótese sobre os possíveis determinantes do grau de sincronização entre os estados americanos, Magrini, Gerolimetto e Duran (2013) também investigam os determinantes do comportamento que alguns estados americanos têm de prever ou antecipar os ciclos de negócios dos outros estados a partir de um modelo econométrico com quatro equações simultâneas.

Diversos fatores como por exemplo choques de recessão globais, crises financeiras, acordos comerciais entre os países, criação de uniões econômicas ou monetárias, entre outros, podem mudar a sincronia dos ciclos entre duas economias.

Para superar essa limitação Leiva-Leon (2017) propõe uma medida de sincronização dinâmica a partir de um modelo bivariado com mudanças de regime de Markov. A metodologia sugerida identifica endogenamente mudanças na sincronização dos ciclos econômicos, considerando a dinâmica não-linear inerente as mudanças de fase dos ciclos entre expansões e recessões, e seleciona os períodos onde essas economias partilham as mesmas fases de recessão ou expansão, ou seguem ciclos independentes.

Leiva-Leon (2017) utiliza essa metodologia para estimar o grau de sincronização variante no tempo entre os ciclos de negócios dos estados americanos. Após isso, estima-se um modelo com dados em painel, onde a variável dependente é uma medida de dessincronização⁴. Os resultados sugerem evidências empíricas que quanto maior a similaridade entre as estruturas econômicas e o nível de riqueza entre dois estados, maior o grau de sincronização entre seus ciclos de negócios.

Aguiar-Conraria *et al.* (2017) utilizam uma medida de sincronização baseada em análise espectral proposta por Aguiar-Conraria e Soares (2011) e reportam que os ciclos dos estados americanos são bem sincronizados com os ciclos de negócios nacionais. Uma análise de regressão posterior fornece evidências de uma relação positiva entre as dissimilaridades dos ciclos de negócios e o grau de especialização industrial⁵, sugerindo que estados que possuem uma elevado índice de especialização industrial são mais dissimilares em relação ao ciclo de negócios nacional.

Este trabalho utiliza a metodologia proposta por Leiva-Leon (2017) para mensurar o grau de sincronização entre os ciclos de negócios na produção industrial dos estados brasileiros. Posteriormente, essas variáveis latentes são utilizadas como variáveis dependentes em análise de regressão com dados em

⁴ Leiva-Leon (2017) consideram em sua análise medidas de dissimilaridades obtidas a partir $\gamma_t^{ab} = 1 - \delta_t^{ab}$, onde δ_t^{ab} é a medida de sincronização variante no tempo entre as economias a e b.

⁵ O índice de especialização industrial utilizado por Aguiar-Conraria *et al.* (2017) mede as similaridades entre as estruturas industriais em dado estado com a estrutura industrial agregada.

painel para inferir sobre os potenciais determinantes das dissimilaridades entre os ciclos de negócios na produção industrial dos estados.

Além dessa introdução, o presente trabalho encontra-se dividido em mais três capítulos: o segundo capítulo apresenta a metodologia, desenvolvida por Leiva-León (2017), utilizada para estimar o grau de sincronização dinâmica entre os ciclos de negócios da produção industrial dos estados; terceiro capítulo apresenta os principais resultados empíricos do modelo proposto e as estatísticas relativas ao grau de sincronização dinâmica entre os estados, identificando posteriormente, a partir de uma análise de regressão para dados em painel, os possíveis determinantes das dissimilaridades entre os ciclos de negócios; o quarto capítulo traz as principais conclusões e análises de política.

2. Metodologia econométrica

Para apresentar a metodologia proposta por Leiva-Leon (2017), seja $y_{i,t}$ uma variável que pode denotar, por exemplo, a taxa de crescimento de algum indicador de atividade econômica da i – economia, tal que:

$$y_{i,t} = f(s_{i,t}, \varepsilon_{i,t}, \theta_i) \quad (1)$$

Em (1), a variável $y_{i,t}$ é função de três argumentos: uma variável-estado não observada, denotada por $s_{i,t}$, que indica se a i -ésima economia está em um regime de expansão ou recessão; um termo de erro idiossincrático $\varepsilon_{i,t}$ e um conjunto de parâmetros θ_i .

A relação de dependência variante no tempo entre as variáveis latentes $s_{i,t}$ para essas duas economias, $i = a, b$, é governada pelo seguinte processo bivariado com mudanças de regime de Markov⁶:

⁶ Seguindo Owyang, Piger e Wall (2005) e Hamilton e Owyang (2012), Leiva-Leon (2017) considera uma especificação MS-VAR(0) a partir de um modelo bivariado para as variáveis $y_{i,t}$. Leiva-Leon (2017) destaca que a estrutura MS-VAR descrita em (1) pode ser estendida para incluir defasagens das variáveis $y_{i,t}$. Entretanto, Camacho e Perez-Quiros (2007) mostram que a autocorrelação positiva entre séries macroeconômicas pode ser melhor modelada a partir de mudanças de regime entre os estados dos ciclos do que a partir da simples inclusão de defasagens das variáveis no modelo. Kim, Morley e Piger (2005) e

$$\begin{bmatrix} y_{a,t} \\ y_{b,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{a,0} + \mu_{a,1}s_{a,t} \\ \mu_{b,0} + \mu_{b,1}s_{b,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{a,t} \\ \varepsilon_{b,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

No modelo em (2), os termos de erro idiossincráticos são normalmente distribuídos, ou seja, $\varepsilon_t = [\varepsilon_{a,t}, \varepsilon_{b,t}] \sim N(\mathbf{0}, \Omega_t)$, e a matriz de variância e covariância evolui de acordo com:

$$\Omega_t = \Omega_0(1 - d_t) + \Omega_1 d_t \quad (3)$$

onde d_t é uma variável-estado latente que indica os regimes de volatilidade, independente de $s_{i,t}$, para $i = a, b$. As variáveis latentes $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ seguem processos markovianos de primeira ordem com as seguintes probabilidades de transição:

$$\Pr(s_{k,t} = j_k | s_{k,t-1} = i_k) = p_{ij}^k \quad (4)$$

onde $i_k, j_k = 0, 1$ e $k = a, b$. Quando $s_{k,t} = 0$, a variável estado $s_{k,t}$ indica que $y_{k,t}$ está no regime 0, tal que $E[y_{i,t} | s_{i,t} = 0] = \mu_{k,0}$. Por outro lado, quando $s_{k,t} = 1$, então $E[y_{k,t} | s_{k,t} = 1] = \mu_{k,0} + \mu_{k,1}$. Analogamente, a variável-estado d_t também evolui de acordo com cadeias de Markov de primeira-ordem com a seguinte probabilidade de transição:

$$\Pr(d_t = j_d | d_{t-1} = i_d) = p_{ij}^d \quad (5)$$

na qual $i_d, j_d = 0, 1$. De acordo com (5), se $d_t = 0$, então a matriz de variância-covariância de $\varepsilon_{i,t}$ está no regime de baixa volatilidade, tal que

Morley e Piger (2006) consideram que não há necessidade de acrescentar defasagens das taxas de crescimento na especificação do modelo, uma vez que as não linearidades estejam corretamente modeladas.

$E[\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' | d_t = 0] = \Omega_0$. No regime de alta volatilidade, quando $d_t = 1$, a matriz de variância-covariância dos termos de erro do modelo é dada por $E[\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' | d_t = 1] = \Omega_1$

A partir de (2) é possível construir uma medida de sincronização entre as variáveis latentes $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ e mensurar se as economias a e b partilham as mesmas fases cíclicas ao longo do período t , tal que:

$$\text{synch}(s_{a,t}, s_{b,t}) = \Pr(s_{a,t} = s_{b,t}), \text{ para } t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

O objetivo do modelo proposto por Leiva-Leon (2017) é diferenciar regimes em que as fases de $y_{a,t}$ e $y_{b,t}$ são completamente sincronizadas a partir de regimes com fases dessincronizadas. Seguindo Harding e Pagan (2006) e considerando que a relação entre as variáveis latentes $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ são desconhecidas, Leiva-Leon (2017) expressa a probabilidade conjunta para essas variáveis e modelam dois casos extremos – perfeita sincronização e perfeita independência. No primeiro caso, onde as fases de $y_{a,t}$ e $y_{b,t}$ são perfeitamente sincronizadas, então $s_{a,t} = s_{b,t} = s_t$, tal que:

$$\Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_d) = \Pr(s_t = j_{ab}) \Pr(d_t = j_d) \quad (7)$$

Por outro lado, quando as fases de $y_{a,t}$ e $y_{b,t}$ são não sincronizadas, então $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ seguem dinâmicas independentes, tal que:

$$\Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_d) = \Pr(s_{a,t} = j_a) \Pr(s_{b,t} = j_b) \Pr(d_t = j_d) \quad (8)$$

Para tornar as inferências em relação a probabilidade conjunta $\Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_d)$ factíveis, Leiva-Leon (2017) introduz outra variável latente, $v_{ab,t}$, na função de probabilidade, da seguinte forma:

$$v_{ab,t} = \begin{cases} 0, & \text{se } s_{a,t} \text{ e } s_{b,t} \text{ são não-sincronizados} \\ 1, & \text{se } s_{a,t} \text{ e } s_{b,t} \text{ são sincronizados} \end{cases} \quad (9)$$

A variável latente $v_{ab,t}$ também evolui de acordo com um processo markoviano com probabilidade de transição dada por:

$$\Pr(v_{ab,t} = j_v | v_{ab,t-1} = i_v) = q_{ij}^{ab} \quad (10)$$

onde $i_v, j_v = 0, 1$. Seja $\Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_g | v_{ab,t} = j_v)$ a probabilidade conjunta de $s_{a,t}$, $s_{b,t}$ e d_t condicionada sobre $v_{ab,t}$. As inferências do modelo bivariado MS-VAR(0) definido em (2) podem ser expressas como uma soma ponderada dos dois casos extremos analisados:

$$\begin{aligned} \Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_g) = & \Pr(v_{ab,t} = 1) \Pr(s_{a,t} = j_a | v_{ab,t} = 1) \Pr(s_{b,t} = j_b | v_{ab,t} = 1) \Pr(d_t = j_g | v_{ab,t} = 1) \\ & + (1 - \Pr(v_{ab,t} = 1)) \Pr(s_{a,t} = j_a | v_{ab,t} = 0) \Pr(s_{b,t} = j_b | v_{ab,t} = 0) \Pr(d_t = j_g | v_{ab,t} = 0) \end{aligned} \quad (11)$$

A partir de (11), a dinâmica conjunta das variáveis-estado latentes $s_{a,t}$, $s_{b,t}$ e d_t são caracterizadas por uma média ponderada entre os dois casos extremos, onde as fases de $y_{a,t}$ e $y_{b,t}$ são ou totalmente sincronizadas ou assíncronas, tal que os pesos atribuídos para cada um dos casos são endogenamente determinados por:

$$\Pr(v_{ab,t} = 1) = \delta_t^{ab} \quad (12)$$

onde δ_t^{ab} é a medida de sincronização dinâmica entre $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$. Caso δ_t^{ab} esteja próximo de 1, então $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ partilham dinâmicas similares em t ; por outro lado, se δ_t^{ab} está próximo de zero, então $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ seguem trajetórias independentes em t . Para estimar os parâmetros do modelo definidos em (2) e (11), Leiva e Leon (2017) considera uma extensão da abordagem desenvolvida por Hamilton (1994), que utiliza métodos bayesianos com amostrador de Gibbs, como em Kim e Nelson (1999). Uma descrição detalhada do processo de estimação dos parâmetros do modelo pode ser vista em Leiva-Leon (2017) e Ductor e Leiva-Leon (2016).

3. Resultados

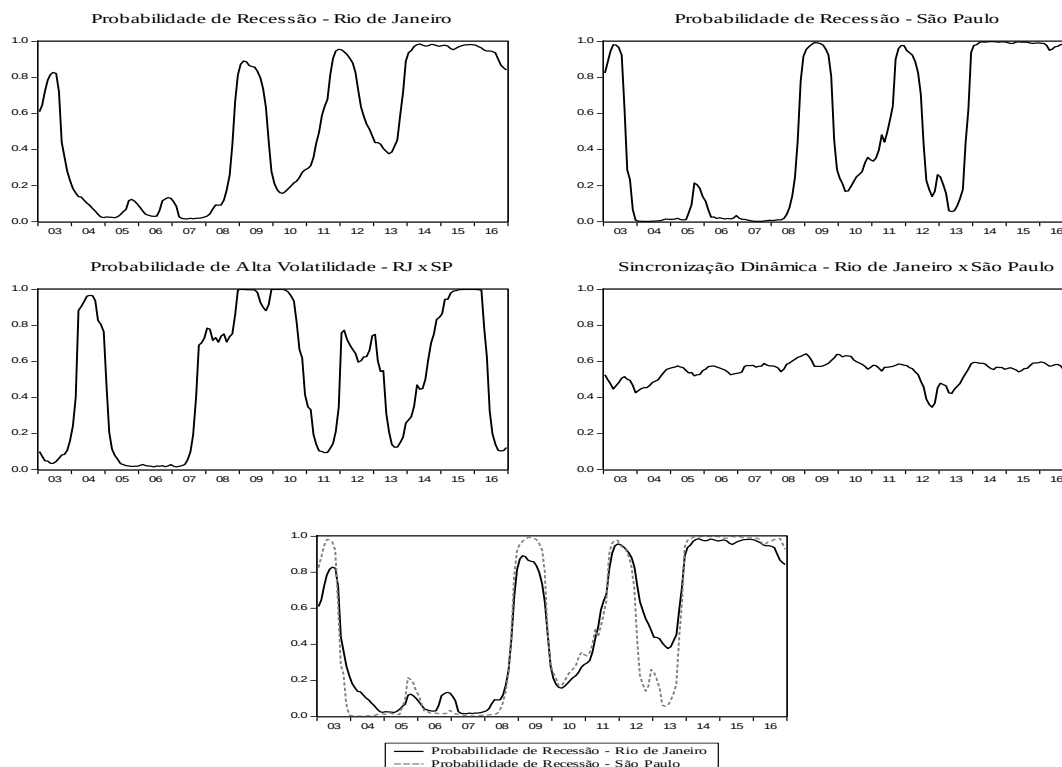
3.1 Medidas de sincronização dinâmica

Para estimar as medidas de sincronização dinâmica utilizam-se os dados dos índices mensais de produção industrial (Base: Média 2012=100) disponíveis para 13 estados brasileiros⁷ entre janeiro de 2002 e dezembro de 2016, coletadas da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física, do IBGE.

A análise da sincronização dinâmica entre os ciclos industriais é realizada tomando-se a taxa de crescimento em 12 meses dos índices de produção mensais dos estados. Esse processo requer a estimação de $C_2^{13} = 78$ modelos bivariados, obtendo-se, portanto, 78 medidas de sincronização. A partir dos modelos bivariados propostos é possível computar, além da medida da sincronização dinâmica δ_t^{ab} , as probabilidades de recessão de cada variável e a probabilidade de alta volatilidade, que fornece inferência sobre mudanças potenciais na matriz de variância-covariância das inovações ε_t .

⁷ Os estados utilizados na análise são: Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Amazonas, Pará e Goiás. As estatísticas descritivas dos índices de produção industrial dos estados encontram-se no apêndice deste artigo.

Figura 1 – Sincronização dinâmica, Rio de Janeiro × São Paulo (2003.01-2016.12)



Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado.

Para fins de ilustração⁸, as figuras 1 e 2 mostram essas medidas estimadas para Rio de Janeiro e São Paulo, e também para Minas Gerais e Espírito Santo, respectivamente⁹. As probabilidades de recessão estimadas para os estados vizinhos e da mesma região São Paulo e Rio de Janeiro, apresentam flutuações com períodos de recessão similares, verificada também na medida de sincronização dinâmica $\delta_t^{RJ, SP}$. A média dessa medida durante o período considerado é de 0,55.

No caso dos estados de Minas Gerais e Espírito Santo, os quais são da mesma região e também contíguos, a média para o período de $\delta_t^{MG, ES}$ é de 0,43. Pode-se observar também que a trajetória da medida de sincronização $\delta_t^{MG, ES}$ diminui a partir de 2012. Uma análise a partir das probabilidades de recessão

⁸ Os demais casos analisados e não apresentados podem ser disponibilizados mediante solicitação aos autores.

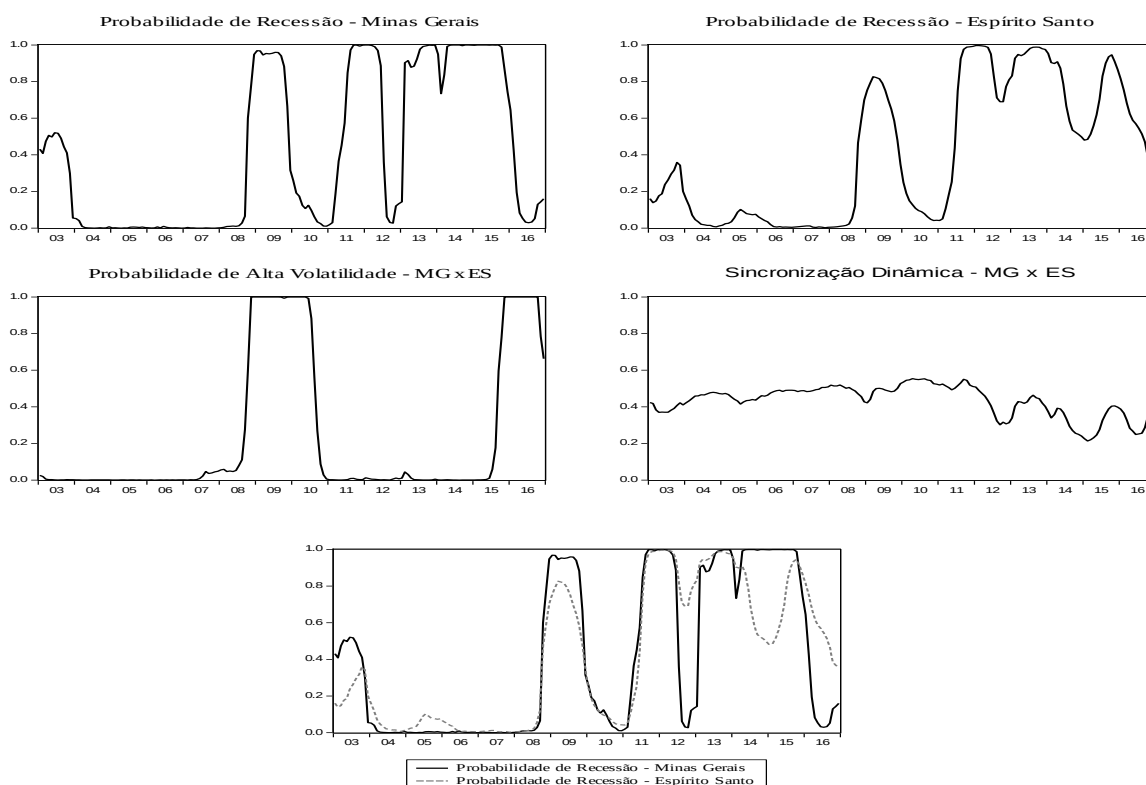
⁹ As trajetórias das medidas de sincronização dinâmica δ_t^{ab} para os outros pares de variáveis encontram-se no apêndice deste artigo.

estimadas para ambos estados sugere dissimilaridades entre os períodos recessivos dos estados entre 2012 e 2016.

Em relação às outras medidas de δ_t^{ab} entre os estados, a trajetória para essa variável latente estimada mostra que o grau de sincronização entre os estados varia consideravelmente, mesmo entre pares de estados que pertencem a mesma região geográfica ou são contíguos.

Para sumarizar essas relações, a Tabela 1 apresenta as médias das estimativas de sincronização dinâmicas entre pares de estados. Assim como os gráficos que descrevem as trajetórias para δ_t^{ab} , presentes no apêndice deste trabalho, a variação entre 0,40 e 0,75 dessas médias mostram uma importante heterogeneidade na sincronização entre os ciclos de negócios da produção industrial dos estados brasileiros.

Figura 2 – Sincronização dinâmica, Minas Gerais $\times$ Espírito Santo (2003.01-2016.12)



Fonte: elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado.

Mesmo pertencentes a regiões geograficamente distintas e sendo estados não contíguos, a média das sincronizações no período considerado entre Pernambuco x Amazonas (distância de 5.602 km) e entre Bahia x São Paulo (distância de 1.934 km) são as maiores entre os pares de estados analisados, com δ_t^{ab} médio de 0,72 e 0,70, respectivamente. As menores médias consideradas estão entre Minas Gerais x Paraná e entre Minas Gerais x Espírito Santo, este último par de estados sendo contíguos e pertencentes a mesma região. O δ_t^{ab} médio para esses dois pares de estados são de, respectivamente, 0,40 e 0,43.

Tabela 1 – Média das medidas de sincronização dinâmica (δ_t^{ab}) entre os Estados

	PE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	AM	PA	GO
CE	0,60	0,69	0,48	0,52	0,54	0,59	0,59	0,61	0,60	0,63	0,55	0,61
PE	–	0,67	0,60	0,50	0,58	0,54	0,68	0,62	0,62	0,72	0,64	0,66
BA	–	–	0,62	0,58	0,65	0,70	0,63	0,61	0,59	0,64	0,62	0,69
MG	–	–	–	0,43	0,44	0,56	0,40	0,60	0,57	0,58	0,56	0,58
ES	–	–	–	–	0,47	0,53	0,48	0,56	0,57	0,61	0,68	0,67
RJ	–	–	–	–	–	0,54	0,48	0,51	0,61	0,59	0,58	0,55
SP	–	–	–	–	–	–	0,50	0,68	0,61	0,58	0,47	0,58
PR	–	–	–	–	–	–	–	0,58	0,61	0,63	0,57	0,57
SC	–	–	–	–	–	–	–	–	0,61	0,64	0,57	0,58
RS	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,64	0,67	0,59
AM	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,67	0,66
PA	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,60

Fonte: elaboração própria a partir da estimação dos modelos bivariados propostos por Leiva-Leon (2017).

3.2 Determinantes da sincronização dos ciclos industriais entre os estados brasileiros

Para verificar quais variáveis explicam as dissimilaridades nos ciclos de negócios nas atividades industriais dos estados brasileiros, as medidas de sincronização são transformadas em medidas de dissimilaridades a partir de $\gamma_{ab,t} = 1 - \delta_{ab,t}$. Nesta análise, são consideradas as diferenças entre composição setorial, nível de renda e política fiscal entre os estados a e b como potenciais determinantes das dissimilaridades dos ciclos de negócios industrial dos estados brasileiros.

Seguindo Imbs (2004), Leiva-Leon (2017), Ductor e Leiva-Leon (2016) e Aguiar-Conraria *et al* (2017), utiliza-se a proporção do valor adicionado bruto do setor k em relação ao valor adicionado bruto total do estado a em t , denotado por $SEC_{a,t}^k$ para computar o índice de especialização setorial:

$$SEC_{ab,t} = \sum_{k=1}^K |SEC_{a,t}^k - SEC_{b,t}^k| \quad (13)$$

A variável $SEC_{ab,t}$ capta as diferenças na composição setorial entre os estados a e b . Leiva-Leon (2017) considera que estados com níveis similares de riqueza das famílias podem experimentar flutuações econômicas semelhantes. Nesse estudo, a renda real domiciliar *per capita* média, denotada por $REND_{a,t}$, é usada como *proxy* para o nível de riqueza das famílias dos estados. Seguindo (13), a diferença de riqueza é representada pela variável:

$$REND_{ab,t} = |\ln(REND_{a,t}) - \ln(REND_{b,t})| \quad (14)$$

Diferenças na condução de política fiscal dos estados também podem explicar as dissimilaridades nos ciclos de negócios dos estados (Leiva-Leon, 2017; Ductor; Leiva-Leon; 2016). De acordo com Ductor e Leiva-Leon (2016), duas economias com altos níveis de dívidas e déficits fiscais estarão mais propensas a entrar em recessão do que duas economias que divergem em seus níveis de dívida ou déficits fiscais. Para calcular essas diferenças, utiliza-se as despesas totais dos estados para construir a seguinte variável:

$$DESP_{ab,t} = |\ln(DESP_{a,t}) - \ln(DESP_{b,t})| \quad (15)$$

Para a construção das variáveis de (13) a (15) são utilizados dados em frequência anual, entre 2003 e 2014. Dados sobre o valor adicionado bruto dos estados utilizados para construção da variável $SEC_{ab,t}$ foram coletados das Contas Regionais do IBGE. A renda média domiciliar per capita utilizada para construir a

variável $REND_{a,t}$ foi extraída do IPEADATA. As despesas totais dos estados utilizadas para construção de $DESP_{ab,t}$ estão disponíveis no FINBRA – Tesouro Nacional. Utiliza-se a média das estimativas mensais de sincronização para obter a variável dependente na frequência anual. Essas informações fornecem um painel de dados utilizado para estimar o seguinte modelo:

$$\gamma_{ab,t} = \beta_0 + \beta_1 SEC_{ab,t} + \beta_2 REND_{ab,t} + \beta_3 DESP_{ab,t} + \varepsilon_{ab,t} \quad (16)$$

A variável dependente $\gamma_{ab,t} = 1 - \delta_{ab,t}$ é construída a partir das $ab = 1, 2, 3, \dots, C_2^{13} = 78$ medidas de dessincronização entre pares de estados, observadas ao longo de 12 anos ($t = 2003, 2004, \dots, 2014$). A Tabela 2 mostra os resultados da estimação do modelo descrito em (16).

A coluna (I) da Tabela 2 reporta as estimativas obtidas pelo método de mínimos quadrados generalizados do modelo (16) considerando efeitos aleatórios¹⁰. Os coeficientes do modelo apresentaram estimativas significantes ao nível de 5%.

O coeficiente da variável $SEC_{ab,t}$ (diferenças na composição setorial dos estados) mostra que o nível de similaridade da composição setorial tem correlação positiva com a sincronização dos ciclos. Ou seja, se dois estados tem estruturas setoriais similares, seus ciclos de negócios são bem sincronizados. Uma relação similar é observada entre $DESP_{ab,t}$ (diferenças nos gastos públicos totais dos estados) e a sincronização dos ciclos.

Ao contrário dos resultados encontrados por Leiva-Leon (2017), o coeficiente da variável que denota as dissimilaridades nas rendas das famílias foi negativo, evidenciando que quanto maior a disparidade entre as rendas per capita das famílias entre os estados, menor o nível de sincronização entre seus ciclos.

Os resultados apresentados na coluna (II) da Tabela 2 incluem duas defasagens da variável dependente como variáveis explicativas na equação (16)

¹⁰ Testes de especificação de Hausman foram conduzidos aos modelos estimados com efeitos fixos e aleatórios e indicaram evidências empíricas a favor do modelo com efeitos aleatórios.

resultando em um painel dinâmico. Esse modelo é estimado através do método System-GMM¹¹ de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

Exceto o coeficiente da variável $REND_{ab,t}$, que se mostra não significativa nessa especificação, os outros parâmetros do modelo são estatisticamente significantes e mantêm os mesmos sinais da especificação anterior (I).

¹¹ O teste de Sargan para restrições de sobre-identificação mostra que os instrumentos utilizados são válidos.

Tabela 2 – Estimativas dos determinantes das dissimilaridades entre os ciclos industriais

Variável dependente: dessincronização $\gamma_{ab,t} = 1 - \delta_{ab,t}$		
	(I)	(II)
$\gamma_{ab,t-1}$		0,694*** (0,064)
$\gamma_{ab,t-2}$		-0,146* (0,077)
$SEC_{ab,t}$	0,098*** (0,026)	0,086*** (0,031)
$REND_{ab,t}$	-0,059*** (0,023)	-0,041 (0,032)
$DESP_{ab,t}$	0,022** (0,011)	0,04* (0,023)
Constante	0,373*** (0,015)	0,134*** (0,043)
Observações	936	780
Cross-sections	78	78
R^2_{within}	0,0317	—
$R^2_{between}$	0,0510	—
$R^2_{overall}$	0,0457	—
Estatística do Teste de Wald (χ^2)	34,44	177,25
Valor p	0,00	0,00
Teste de Hausman	2,34	—
Valor p do teste de Hausman	0,51	—
Teste de Sargan	—	74,85
Valor p do Teste de Sargan	—	0,127
Autocorrelação de 1ª ordem (valor p)	—	0,002
Autocorrelação de 2ª ordem (valor p)	—	0,405

Fonte: elaboração própria.

Observações: 1) Erros padrão em parêntesis robustos a heterocedasticidade e correlação serial; 2) ***: significante a 2,5%; **: significante a 5%; * significante a 10%; 3) Teste para autocorrelação residual de primeira ordem. Hipótese Nula: Ausência de autocorrelação de primeira ordem; 3) Teste para autocorrelação residual de segunda ordem. Hipótese Nula: Ausência de autocorrelação de segunda ordem; 4) Para que os estimadores sejam consistentes, deve-se rejeitar a hipótese nula de autocorrelação de primeira ordem e não rejeitar a hipótese nula de autocorrelação de segunda ordem dos resíduos.

4. Conclusão

Este estudo mensura o grau de sincronização entre os ciclos de negócios industriais dos estados brasileiros e identifica os principais determinantes das dissimilaridades dos ciclos industriais entre os estados. Os resultados a partir das medidas de sincronização variantes no tempo, calculadas a partir da abordagem de Leiva-Leon (2017), indicam importantes heterogeneidades em relação ao grau de sincronização bilateral dos ciclos industriais dos estados considerados, mesmo entre estados de uma mesma região geográfica.

Em particular, Pernambuco e Amazonas, estados de regiões geograficamente distintas, possuem alto grau de sincronização, com essa estatística variando entre 0,67 e 0,76 durante o período considerado. Já Minas Gerais e Espírito, estados vizinhos e que se localizam na mesma região geográfica, possuem ciclos menos sincronizados, onde o grau de sincronização entre esses dois estados varia entre 0,21 e 0,55 no período em análise.

A estimação de modelos regressão para dados em painel mostram que as diferenças entre o grau de especialização setorial é um importante determinante das dissimilaridades entre os ciclos de negócios na produção industrial dos estados analisados. Evidências empíricas apontam que quanto maior as diferenças entre o grau de especialização de dois estados, mais dissimilares são seus ciclos de negócios, confirmando resultados similares existentes na literatura para outros países.

As diferenças entre as estruturas de despesas dos estados também são importantes para explicar as dissimilaridades nos ciclos de negócios dos estados, onde estados com estruturas de despesas mais dissimilares apresentam um baixo grau de sincronização entre seus ciclos. Resultados similares foram encontrados em Leiva-Leon (2017) e Ductor e Leiva-Leon (2016).

Desta forma, conclui-se que mesmo entre estados de mesma região, diferenças importantes no grau de sincronização são encontradas e essas diferenças variam no tempo e podem ser explicadas, em parte, pelas dissimilaridades no nível de especialização setorial e pelas diferenças entre nível de gastos dos estados. Uma questão que pode ser respondida por trabalhos futuros é sobre o efeito das políticas fiscais e monetárias nacionais. Será que essas políticas tem um efeito mais rápido e mais intenso em economias mais sincronizadas?

Referências

- AGUIAR-CONRARIA, L., BRINCA, P., GUÐJÓNSSON, H. V., SOARES, M. J. Business cycle synchronization across U.S. states. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 17(1), 1–15, 2017.
- AGUIAR-CONRARIA, L., SOARES, M. J. Business cycle synchronization and the Euro: A wavelet analysis. *Journal of Macroeconomics*, 33(3), 477–489, 2011.
- ARELLANO, M., BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51, 1995.
- BACKUS, D. K., KEHOE, P. J., KYDLAND, F. E. International Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*, 100(4), 745–775, 1992.
- BAXTER, M., STOCKMAN, A. C. Business cycles and the exchange-rate regime. Some international evidence. *Journal of Monetary Economics*, 23(3), 377–400, 1989, 1989.
- BLUNDELL, R., BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143, 1998.
- BORDO, M. D., HELBLING, T. Have national business cycles become more synchronized? *NBER Working Paper*, n. 10130, 2003.
- CAMACHO, M., PEREZ-QUIROS, G. A new framework to analyze business cycle synchronization. *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles*, 276(5), 133–150, 2006.
- CAMACHO, M., PEREZ-QUIROS, G. Jump-and-Rest Effect of U. S. Business Cycles. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 11(4), 2007.
- CAMACHO, M., PEREZ-QUIROS, G., SAIZ, L. Are European business cycles close enough to be just one? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(9–10), 1687–1706, 2006.
- CROUX, C., FORNI, M., REICHLIN, L. A Measure of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics. *The Review of Economics and Statistics*, 83(2), 232–241, 2001.
- DE HAAN, J., INKLAAR, R., JONG-A-PIN, R. Will business cycles in the euro area converge? A critical survey of empirical research. *Journal of Economic Surveys*, 22(2), 234–273, 2008.

- DEN HAAN, W. J. The comovement between output and prices. *Journal of Monetary Economics*, 46, 3–30, 2000.
- DUCTOR, L., LEIVA-LEON, D. Dynamics of global business cycle interdependence. *Journal of International Economics*, 102, 110–127, 2016.
- FIESS, N. Business Cycle Synchronization and Regional Integration: A Case Study for Central America. World Bank Policy Research, *Working Paper* n. 3584, 2005.
- FRANKEL, J. A., ROSE, A. K. The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *The Economic Journal*, 108(449), 1009–1025, 1998.
- GUHA, D., BANERJI, A. Testing for Regional Cycles: A Markov-Switching Approach. *Journal of Economic and Social Measurement*, 25 (3/4), 163–182, 1998.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series. *Econometrica*, 57 (2), p. 357-384, 1989.
- HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. V. 2. Princeton University Press, Princeton, 1994.
- HAMILTON, J. D., OWYANG, M. T. The Propagation of Regional Recessions. *The Review of Economics and Statistics*, 94(4), 935–47, 2012.
- HARDING, D., PAGAN, A. Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49, 365–381, 2002.
- HARDING, D., PAGAN, A. Synchronization of cycles. *Journal of Econometrics*, 132(1), 59–79, 2006.
- IMBS, J. Trade, finance, specialization, and synchronization. *The Review of Economics and Statistics*, 86(3), 723–734, 2004.
- KIM, C. J., MORLEY, J., PIGER, J. Nonlinearity and the permanent effects of recessions. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 291–309, 2005.
- KIM, C. J.; NELSON, C. R. *State-space models with regime switching: classical and Gibbs-sampling approaches with applications*. Cambridge: MIT Press, 1999.
- KOSE, M. A., OTROK, C., PRASAD, E. Global business cycles: Convergence or decoupling. *International Economic Review*, 53(2), 511–538, 2012.

KOSE, M. A., OTROK, C., WHITEMAN, C. H. International business cycles: World, region, and country-specific factors. *American Economic Review*, 93(4), 1216–1239, 2003.

KOSE, M. A., OTROK, C., WHITEMAN, C. H. Understanding the evolution of world business cycles. *Journal of International Economics*, 75(1), 110–130, 2008.

LEE, J. Business Cycle Synchronization in Europe: Evidence from a Dynamic Factor Model. *International Economic Journal*, 27(3), 347–364, 2013.

LEIVA-LEON, D. Measuring Business Cycles Intra-Synchronization in US: A Regime-switching Interdependence Framework. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 79(4), 513–545, 2017.

MAGRINI, S., GEROLIMETTO, M., DURAN, H. E. Business cycle dynamics across the US states. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 13(1), 795–822, 2013.

MORLEY, J., PIGER, J. The importance of nonlinearity in reproducing business cycle features. In: MILAS, C., ROTHMAN, P.; VAN DIJK, D. (Eds.). *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles*, v. 276. Amsterdam: Elsevier Science, p. 75–95, 2006.

OWYANG, M. T., PIGER, J., WALL, H. J. Business Cycle Phases in U.S. States. *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), 604–616, 2005.

TINBERGEN, J. *Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy*. New York: The Twentieth Century Fund, 1962.

Apêndice

**Tabela A1 – Estatísticas Descritivas para a Produção Industrial – Índice
(Base: Média 2012=100)**

Estados	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Observações
Ceará	103,3	131,8	80,2	10,99246	180
Pernambuco	90,33	123,9	57,7	15,95751	180
Bahia	94,83	115,3	68,1	9,3415	180
Minas Gerais	90,59	112,3	66,8	10,88142	180
Espírito Santo	91,6	114,9	61,5	13,09401	180
Rio de Janeiro	95,83	114,2	77,3	7,599175	180
São Paulo	92,16	118,8	66,1	12,13907	180
Paraná	85,39	120,8	55,2	14,70178	180
Santa Catarina	100,4	119,2	72,6	9,057796	180
Rio Grande do Sul	99,94	120,2	76,8	10,32534	180
Amazonas	90,87	127,3	55,9	15,42196	180
Pará	91,37	134,6	53	18,20463	180
Goiás	89,11	145,7	48,2	21,15052	180

Fonte: elaboração própria a partir dos dados obtidos na Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física do IBGE.

Figura A1 – Medidas de Sincronização Dinâmica entre os Estados (δ_t^{ab})

