

# DEPENDÊNCIA NA DURAÇÃO DAS FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS NO BRASIL: EVIDÊNCIAS PARA O PERÍODO 1947-2017<sup>1</sup>

João Augusto de Paula Leite<sup>2</sup>

Luckas Sabioni Lopes<sup>3</sup>

Leandro Roberto de Macedo<sup>4</sup>

Este artigo investiga se há dependência na duração dos ciclos da produção no Brasil. Este conceito se relaciona com a hipótese de que, à medida que as fases do ciclo se tornam mais longas, suas probabilidades de término podem aumentar (dependência positiva) ou diminuir (dependência negativa). Para tanto, é construída uma série do produto interno bruto (PIB) trimestral que cobre o período de 1947 a 2017, a qual passa por processos diversos de datação. Em seguida, realizam-se testes de dependência na duração das expansões e recessões e na dos ciclos completos com dois métodos: i) o primeiro baseado em regressões *logit*; e ii) o segundo, na análise de sobrevivência com a função de risco de Weibull. Os resultados das estimações *logit* apontam para a presença de dependência positiva na duração das recessões e expansões. Em termos da análise de sobrevivência, verifica-se dependência positiva na duração das recessões e expansões e dos ciclos completos. Tais resultados implicam que é pouco provável que as fases dos ciclos tenham curta duração, o que requer mais atenção com variáveis como desemprego e queda na atividade durante as desacelerações macroeconômicas, e com o aumento da inflação nas expansões.

**Palavras-chave:** ciclos produtivos; dependência na duração; *logit*; análise de sobrevivência.

## DURATION DEPENDENCE IN THE BRAZILIAN BUSINESS AND GROWTH CYCLES: EVIDENCE FOR THE 1947-2017 PERIOD

This paper aims to investigate whether there is a dependence on the duration of the business and growth cycles in Brazil. This concept is related to the hypothesis that as the phases of the cycles become longer, its probabilities of reaching an end may increase (positive dependence), or decrease (negative dependence). For this purpose, it is built a quarterly series of the gross domestic product (GDP) covering the period from 1947 to 2017. Then, this time series is subjected to some dating procedures. The duration dependence tests are carried out for expansions, recessions, and full cycles, by two different approaches: i) first, estimation of logit regressions; and ii) second, survival analysis with the Weibull risk function. The results of the logit models point to the presence of positive duration dependence for recessions and expansions. Regarding the survival analysis, it indicates positive dependence for expansions, recessions, and full cycles. These findings imply that it is unlikely that a cycle phase will have a short duration, which requires increased attention with variables such as unemployment, and sluggish production pace during slowdowns and inflation accelerations in expansions.

**Keywords:** business cycles; duration dependence; logit; survival analysis.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp65art4>

2. Especialista em educação da Fundação de Apoio à Pesquisa, ao Ensino e à Cultura (Fapec). *E-mail:* joaoaugustodpl@gmail.com.

3. Professor no Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). *E-mail:* luckas.lobes@ufjf.br.

4. Professor no Departamento de Economia da UFJF. *E-mail:* leandro.macedo@ufjf.br.

## DEPENDENCIA EN LA DURACIÓN DE LAS FLUCTUACIONES ECONÓMICAS EN BRASIL: EVIDENCIA PARA EL PERÍODO ENTRE 1947 Y 2017

El presente trabajo investiga si hay dependencia en la duración de los ciclos de la producción en Brasil. Este concepto se relaciona con la hipótesis de que a medida que las fases del ciclo se vuelven más largas, sus probabilidades de culminación pueden aumentar (dependencia positiva) o disminuir (dependencia negativa). Por tanto, se construye una serie trimestral del producto interno bruto para el período 1947-2017, la cual pasa por diversos procesos de datación. Seguidamente, se realizan pruebas de dependencia en la duración de las expansiones, recesiones y los ciclos completos con dos métodos: i) el primero basado en regresiones logísticas; y, ii) el segundo en el análisis de supervivencia con una función de riesgo de Weibull. Los resultados de las estimaciones logísticas indican la presencia de dependencia positiva en la duración de las recesiones y expansiones. En cuanto al análisis de supervivencia, se evidenció dependencia positiva en la duración de las recesiones, expansiones y ciclos completos. Estos resultados indican que es poco probable que las fases de los ciclos tengan corta duración, lo que requiere de mayor atención a variables como el desempleo, caída en las actividades durante la desaceleraciones macroeconómicas, y el aumento de la inflación en las expansiones.

**Palabras clave:** ciclos productivos; dependencia de la duración; *logit*; análisis de supervivencia.

**JEL:** E32.

### 1 INTRODUÇÃO

A mensuração das características dos ciclos econômicos assume relevância devido ao impacto das flutuações em variáveis como emprego, vendas, lucros e crédito – que comprometem o bem-estar social –, além de ser um importante fator na formulação de políticas econômicas adequadas para cada momento específico do ciclo (Chauvet, 2002).

Um aspecto relevante para a compreensão do comportamento dos ciclos produtivos é investigar se as expansões e recessões tendem a se aproximar do fim à medida que sua duração aumenta. Alguns trabalhos da literatura se dedicaram a analisar tal questão, mas apresentam pontos de vista divergentes.

De acordo com Fisher (1925), os ciclos econômicos devem ser compreendidos como flutuações em torno de uma tendência, que podem ser explicadas de forma análoga à sorte de apostadores em um cassino.<sup>5</sup> Um exemplo ilustrativo pode ser dado por um indivíduo que lança uma moeda e observa se obtém sucesso ao registrar o mesmo resultado seguidas vezes. Uma longa sequência de “coroas” não quer dizer que o resultado do próximo lançamento será novamente “coroa”, uma vez que a probabilidade de ocorrência de cada evento se mantém constante a cada instante no tempo. A hipótese levantada por Fisher (1925) é bem modelada por regimes markovianos, como demonstrado por Hamilton (1989), mantendo a probabilidade de transição entre os estados de expansão e recessão, independentemente do tempo de duração da fase.

---

5. Vem dessa ideia o nome de ciclos de Monte Carlo, em referência aos famosos cassinos desta região.

Por sua vez, nas últimas décadas, alguns autores têm proposto que a duração de uma fase pode afetar sua probabilidade de término ou, em outras palavras, que pode haver dependência na duração. Caso a probabilidade de término aumente à medida que a fase se torne longa, trata-se de dependência positiva na duração. Se o aumento na duração de uma fase reduz sua probabilidade de chegar a um fim, trata-se de dependência negativa. A literatura internacional vem apresentando indícios de dependência positiva na duração de fases isoladas e ciclos completos para alguns países (Castro, 2010; Diebold e Rudebusch, 1990; Ohn, Taylor e Pagan, 2004; Sichel, 1991).

A detecção de dependência positiva na duração pressupõe que o tempo médio de sobrevivência de ciclos e fases deve se concentrar em torno de um valor, a partir do qual o risco de seu fim se torna crítico. Isto permite relacionar os ciclos observados empiricamente às teorias que postulam uma duração média para as flutuações, como os ciclos de oito a nove anos de Juglar (Tvede, 1997), os ciclos curtos de quarenta meses e longos de oitenta a 120 meses de Kitchin (1923), e as longas ondas de cinquenta anos de Kondratieff (1935).

É possível encontrar trabalhos empíricos aplicados ao Brasil que seguem a linha de Hamilton (1989), como Chauvet (2002), Lopes e Toyoshima (2016) e Vieira e Valls Pereira (2013), que assumem que a duração não afeta a probabilidade do fim das fases. Entretanto, estes estudos não testavam diretamente a existência de dependência na duração, restando uma importante lacuna a ser preenchida no que se refere aos estudos desse tema na literatura dos ciclos econômicos brasileiros. O esforço de revisão aqui realizado encontrou apenas o estudo de Mills (2001), que incluía o Brasil em uma amostra internacional com outros países e levantava indícios de dependência na duração de ciclos completos.

Dessa forma, este trabalho tem como objetivo investigar se há dependência na duração dos ciclos da produção do Brasil e, em caso afirmativo, identificar se positiva ou negativa. Para isso, são utilizados dois modelos parametrizados para testar as séries de expansões, recessões e ciclos completos, extraídas de um longo recorte trimestral de 71 anos (284 trimestres).

Metodologicamente, após a criação da série do produto interno bruto (PIB) em logaritmo natural, esta é submetida ao algoritmo BBQ apresentado por Harding e Pagan (2003), com o objetivo de detectar os pontos críticos de máximos (picos) e de mínimos (vales) dos ciclos de negócios. O resultado obtido pelo algoritmo BBQ é relativamente próximo ao apresentado pelo Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos (Codace)<sup>6</sup> para os dados após a década de 1980, contudo, os trimestres anteriores a esse período apresentaram recessões escassas e demasiadamente curtas.

---

6. Esse comitê está vinculado ao Instituto Brasileiro de Economia, da Fundação Getúlio Vargas (Ibre/FGV), e tem como finalidade realizar a datação de ciclos de negócios da economia do Brasil, para o período após 1980. O comitê conta atualmente com oito membros de destaque acadêmico e profissional.

Assim, de forma alternativa, é proposto também o uso da abordagem de ciclos de crescimento, sendo as fases tratadas em termos de desvios da tendência, isto é, entendendo-se as expansões como os momentos em que a atividade atinge um máximo de desvio positivo; e as recessões, quando se chega a grandes desvios negativos. Para isso, utiliza-se o filtro HP proposto por Hodrick e Prescott (1997), recorrente em trabalhos da área. Em seguida, a série de desvios é submetida ao algoritmo BBQ e são obtidos os pontos críticos e a duração das fases. O resultado foi um número comparativamente maior de ciclos ao longo de todo o período.

Por fim, obtidas as séries de duração, prossegue-se com os testes de dependência na duração propriamente ditos. Duas abordagens são exploradas: i) a primeira, baseada em Ohn, Taylor e Pagan (2004), em que modelos *logit* são ajustados; e ii) a segunda parte das análises de sobrevivência comuns em estudos de economia do trabalho (Gamerman e West, 1987; Royston, 1983). Este tipo de abordagem inclui funções de risco que demonstram a probabilidade de um evento acabar em função do tempo que sobreviveu até um período  $t$  de tempo. Neste artigo, é estimada a função de risco de Weibull, conforme Castro (2010), que permite analisar a significância estatística da dependência na duração e sua orientação (se positiva, ou se negativa).

Este texto se divide em outras quatro seções, além desta introdução: i) na revisão de literatura, abordam-se algumas teorias relevantes para os ciclos de negócios e trabalhos empíricos relacionados à discussão de dependência na duração; ii) na metodologia, apresentam-se subseções dedicadas a descrever o processo de construção da série do PIB utilizada e o tratamento aplicado aos dados, bem como as duas abordagens usadas para testar a dependência na duração; iii) na seção de resultados e discussão, expõem-se as estimações dos modelos considerados; e iv) na seção de considerações finais, sintetiza-se o que foi executado e destacam-se as principais conclusões.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Há mais de um século e meio, a literatura econômica vem realizando consideráveis estudos para tentar compreender o comportamento e os fatores envolvidos nas flutuações macroeconômicas. Enquanto os primeiros autores, como Henry Thornton e John Stuart Mill, demonstravam preocupação em interpretar os fatores endógenos causadores de instabilidades, após as contribuições de Juglar (1862), muitos esforços foram feitos no sentido de procurar também realizar a datação das flutuações econômicas (Tvede, 1997).

Nesse sentido, Burns e Mitchell (1946) proporcionaram uma definição para os ciclos de negócios que se tornou comum na literatura, bem como métodos importantes para a classificação das fases de um ciclo. Segundo os autores, em economias com sua produção organizada principalmente através de empresas,

os ciclos de negócios consistem em flutuações que ocorrem aproximadamente ao mesmo tempo em muitas atividades econômicas, passando pelas fases de expansão, recessão, contração e recuperação, para então retornar ao início de um novo ciclo.

Uma questão relevante no estudo das fases dos ciclos de negócios consiste em analisar se há alguma periodicidade na ocorrência de pontos críticos e, portanto, se as fases apresentam algum padrão de duração média, tal como sugeriam alguns dos autores citados anteriormente. O trabalho seminal de Fisher (1925) propôs a hipótese de que as fases dos ciclos econômicos se revezariam aleatoriamente, conduzidas apenas por probabilidades fixas de permanecer ou sair de um estado em cada período. A dinâmica dos ciclos econômicos seria, assim, semelhante aos “ciclos de Monte Carlo”, termo usado para referenciar ondas de “sorte” de alguns jogadores em cassinos. A ideia remete à situação em que um indivíduo lança uma moeda para cima, com o objetivo de obter “coroa”, e, a cada lançamento, possui probabilidade fixa de alcançar ou não o objetivo desejado.

Essa hipótese foi trabalhada posteriormente por Hamilton (1989), através de modelos de séries de tempo incorporando os regimes de cadeias de Markov, como forma de inserir probabilidades de o ciclo econômico permanecer ou sair de um estado de recessão ou de crescimento, admitindo-se, assim, uma abordagem não linear para os ciclos econômicos. Este autor, utilizando dados do produto nacional bruto para os Estados Unidos, obtém uma datação próxima à feita pelo National Bureau of Economic Research (NBER),<sup>7</sup> sugerindo como conclusão que o regime de cadeias de Markov seria uma boa alternativa para explicar as flutuações econômicas naquele país.

A hipótese trabalhada por Fisher (1925) e Hamilton (1989) vai ao encontro da ideia de que não há dependência entre a duração de uma fase e sua probabilidade de término. Assume-se a hipótese de que a probabilidade de “falha” (haver mudança do estado vigente) permanece constante em cada período do tempo; logo, o fato de uma fase atingir longos períodos de duração não influencia nas chances de esta fase perdurar ou acabar no futuro próximo.

Por sua vez, outros autores trabalham com a hipótese de que possa existir uma dependência na duração, o que equivale a dizer que a duração de uma fase impacta a probabilidade de que ela se mantenha ou acabe. É possível admitir a existência de dependência positiva ou negativa: no primeiro caso, quanto maior a duração de uma fase, maiores as chances de que a fase “falhe” no período seguinte e a economia passe para outro estado; no segundo caso, quanto maior a permanência em um estado, menor o risco de que ele seja alterado (Diebold e Rudebusch, 1990).

---

7. O NBER é uma organização voltada para pesquisa econômica que realiza a datação de ciclos de negócios nos Estados Unidos.

Tal diferenciação foi trabalhada por Diebold e Rudebusch (1990), com o objetivo de testar a dependência na duração dos ciclos da economia dos Estados Unidos. Os autores sugerem que, em caso de não dependência, as probabilidades de mudança de estado devem permanecer constantes, independentemente da duração das fases, mantendo-se o alinhamento com a hipótese de ciclos econômicos de Monte Carlo. Em alternativa, a hipótese de dependência tende a demonstrar um acúmulo de probabilidade de falha em torno do valor médio da duração. Ao utilizar os dados do NBER, os autores encontraram evidências de dependência positiva para ciclos completos na economia norte-americana e, em menor nível, para expansões anteriores à Segunda Guerra Mundial e para contrações posteriores a este período.

Na mesma linha, Sichel (1991), utilizando a mesma série de dados em outra metodologia, encontrou evidências mais fortes da existência de dependência positiva nas expansões anteriores às grandes guerras e nas contrações posteriores. Testes paramétricos sinalizaram também que, em média, as recessões ficaram menores e as expansões maiores após o período de guerras, o que mostra que a duração pode se alterar dinamicamente no tempo.

Resultados semelhantes foram encontrados posteriormente por Diebold, Rudebusch e Sichel (1993), que, ao analisarem um grupo de quatro economias desenvolvidas (Estados Unidos, Alemanha, França e Grã-Bretanha) antes da Segunda Guerra Mundial, encontraram indicativos de dependência positiva em suas expansões. Ohn, Taylor e Pagan (2004), utilizando mais de uma abordagem econométrica, alcançaram conclusões similares às dos trabalhos mencionados anteriormente.

Mais recentemente, Castro (2010) utilizou a abordagem de análise de sobrevivência para um painel com treze países industrializados, buscando encontrar outras variáveis que pudessem impactar a relação de dependência na duração dos ciclos de negócios destes países. As conclusões encontradas indicam a existência de dependência positiva tanto em recessões quanto em expansões, sugerindo que é mais provável que uma fase se encerre à medida que ela se torna mais longa. Contudo, recessões tenderiam a elevar sua probabilidade de falha mais rapidamente que expansões. As evidências levantadas dão suporte também à hipótese de que outras variáveis, como o preço do petróleo, podem elevar a probabilidade de que uma expansão acabe.

A dependência na duração de ciclos de negócios pode ser relacionada à tradição de teorias que identificam uma duração média para os ciclos, tais como: os ciclos curtos e longos de Kitchin (1923), com duração média de, respectivamente, quarenta meses e oitenta a 120 meses, sendo os curtos relacionados a aspectos psicológicos dos agentes e variações nos preços de *commodities*, e os longos, com as taxas de depósito bancário e momentos de pânico; os ciclos de Juglar (1862), com duração média que pode variar entre sete e onze anos, relacionados aos

movimentos endógenos de crédito e investimento na economia (Tvede, 1997); as longas ondas de Kondratieff (1935), com aproximadamente cinquenta anos, ligadas a um complexo processo dinâmico do sistema capitalista, resultante da ocorrência de eventos históricos considerados pelo autor como endógenos, tais como inovações tecnológicas, queda na produção agrícola, entre outros fatores.

Isso ocorre porque a dependência na duração atribui um acúmulo de probabilidade em torno de certo período de tempo para que as fases ou os ciclos completos se encerrem, o que dialoga com a noção de uma duração média para os ciclos e suas fases. Dessa forma, havendo indícios de dependência na duração nos ciclos de negócios de um país, é possível tentar relacionar as flutuações com teorias que indiquem uma duração média próxima à encontrada.

Por sua vez, os economistas clássicos, como Adam Smith e David Ricardo, acreditavam que as crises se constituíam em eventos esporádicos não regulares, e que, na sua ausência, a economia permaneceria em crescimento (Kuznets, 1930). Esta ideia é de certa forma reproduzida nos modelos de *real business cycles* (RBC) e *dynamic stochastic general equilibrium* (DSGE), ao atribuírem as flutuações da economia a choques exógenos aleatórios de oferta e de demanda (Plosser, 1989; Tovar, 2008). Dessa modo, tais abordagens podem ser mais adequadas para modelar os ciclos de negócios na ausência de indícios de dependência na duração.

Do ponto de vista da literatura internacional, é possível observar um vasto arcabouço empírico dando suporte à volatilidade condicional, persistência, assimetria, não linearidade e dependência na duração em ciclos econômicos para os países desenvolvidos. Não obstante, o mesmo não pode ser dito a respeito de países em desenvolvimento, como o Brasil. Em décadas mais recentes, foram realizados estudos para incrementar os fatos estilizados a respeito das flutuações do país, entretanto, existe uma lacuna no que tange à dependência na duração dos ciclos de negócios brasileiros.

Alguns trabalhos partem de uma dimensão mais regional e buscam, por exemplo, relações e características compartilhadas nas flutuações dos principais países da América Latina (Aiolfi, Catão e Timmermann, 2011; Engle e Issler, 1993). Outros estudos buscam abordagens para o comportamento de estados e regiões do país, como o de Portugal e Moraes (2008), em que são analisados os ciclos de negócios na produção dos principais estados das regiões Sul e Sudeste do Brasil.

Entre os fatos estilizados, detecta-se recorrentemente a existência de assimetria entre expansões e recessões, sendo os períodos de expansão em média mais extensos. Além disso, são apontadas quebras estruturais com mudanças na volatilidade e nas taxas de crescimento, por vezes atribuídas a mudanças na condução da política econômica e mudanças estruturais na economia do país

(Araújo, Carpena e Cunha, 2008; Céspedes, Chauvet e Lima, 2006; Chauvet, 2002; Lopes e Toyoshima, 2016; Ribeiro e Pereira, 2010; Vieira e Valls Pereira, 2013).

Há uma vasta gama de autores que trabalham abordagens semelhantes à de Hamilton (1989) para compreender as oscilações dos ciclos econômicos do país. Por exemplo, utilizando o índice de produto real anual fornecido pela FGV de 1900 e 1999 e o PIB trimestral calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) entre 1980 e 2000, Chauvet (2002) indicou que no Brasil momentos de baixo crescimento são mais comuns do que períodos de recessão, visto que as recessões são mais curtas e agudas que as expansões. Foi reconhecida a presença de quebras estruturais para ambas as séries de dados, o que pode ser explicado pelos diversos planos de estabilização ao longo das décadas de 1980 e 1990.

Vieira e Valls Pereira (2013) empregaram regimes markovianos para o caso da economia brasileira e recriaram uma série trimestral do PIB entre 1900 e 2012, a partir de dados trimestrais de 1980 a 2012 e dados anuais do período completo para o PIB real, fornecido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). O trabalho demonstrou que as recessões possuem mais probabilidade de acabar do que as expansões e que há uma mudança no comportamento da série a partir dos anos 1930, quando as recessões passaram a ser, em média, mais curtas do que as expansões. O período entre 1943 e 1980 foi o de maior crescimento para o Brasil, apresentando apenas raros e curtos períodos de contração da atividade econômica. Outro aspecto a ser destacado é que o estudo encontrou um número maior de trimestres em recessão, se comparados aos dados da Codace.

Ao comparar modelos lineares e não lineares com regimes de cadeias de Markov para o PIB trimestral, entre 1947 e 2012, Lopes e Toyoshima (2016) apontam para o melhor ajustamento de modelos não lineares e para a presença de assimetrias entre as fases dos ciclos econômicos da amostra analisada.

Em uma linha distinta, Lopes, Toyoshima e Macedo (2016) propõem a aplicação do conceito de criticalidade auto-organizada para as flutuações brasileiras, que consiste na ideia de que choques de diferentes fontes se acumulam no sistema econômico ao longo do tempo, até se atingir um ponto crítico em que um choque a mais é capaz de desencadear uma flutuação significativa. Como resultado, os autores encontram ciclos com média de duração de nove anos, próximos aos ciclos de Juglar, sugerindo que esta abordagem oferece um bom panorama do comportamento de longo prazo dos ciclos no país. Como conclusão, é sugerido que políticas anticíclicas podem atenuar as fases do ciclo, porém, ações governamentais malsucedidas têm o potencial de iniciar longos períodos de recessões indesejadas.

Apesar dos bons resultados obtidos por meio desses trabalhos, há ainda uma lacuna a ser preenchida neste ramo da literatura. Nesse sentido, Mills (2001) utiliza uma abordagem não paramétrica para testar a dependência temporal e a assimetria

para uma amostra de 22 países, incluindo o Brasil. O método utilizou a série logarítmica do PIB *per capita* anual do país e resultou em indícios de dependência na duração para ciclos nas trajetórias pico-vale e vale-pico. Assim, este artigo objetiva complementar o conhecimento a respeito da dinâmica do PIB brasileiro, ao propor o uso de dois modelos distintos para testar a dependência na duração de seus ciclos. A seção seguinte descreve a fonte e os tratamentos aplicados aos dados, bem como os métodos estatísticos empregados.

### 3 METODOLOGIA

Esta seção divide-se em três tópicos, apresentados nas subseções a seguir: a primeira explica e apresenta os dados utilizados e o tratamento aplicado para a obtenção das séries de datações desejadas; a segunda e a terceira descrevem as duas abordagens complementares utilizadas para testar a dependência na duração nos ciclos econômicos do Brasil, a saber, modelo *logit* e análise de sobrevivência, respectivamente.

#### 3.1 Construção das séries

Com o objetivo de criar uma série trimestral longa, integramos três diferentes fontes para o PIB trimestral em preços de mercado encadeado e dessazonalizado, obtendo assim dados para os anos de 1947 a 2017. Um procedimento semelhante foi realizado por Araújo, Carpena e Cunha (2008), para ampliação da série do produto brasileiro anual.

As primeiras mensurações do produto brasileiro com frequência trimestral foram feitas pelo IBGE, apresentando dados a partir do primeiro trimestre de 1980, seguindo até o terceiro trimestre de 2014. Paralelamente, o instituto passou a fornecer uma série do PIB de mesma frequência, calculada por um método distinto.<sup>8</sup> Esta série apresenta dados a preços de mercado, dessazonalizados e encadeados com base na média de 1995, a partir do primeiro trimestre de 1996, e permanece sendo atualizada.

Diante da não disponibilidade de dados trimestrais oficiais anteriores a 1980 para o produto brasileiro, a série estimada por Bonelli e Rodrigues (2010) apresenta uma boa alternativa. Os autores se basearam em variáveis fortemente associadas ao PIB dos anos em análise (1947-1979) e no próprio PIB anual para ajustar as estimativas trimestrais. A mesma série também foi utilizada por Lopes e Toyoshima (2016), para testar a presença de não linearidade nos ciclos econômicos do país.

As séries possuem um comportamento muito semelhante em seus pontos de sobreposição, oferecendo um bom panorama para estudos de longo prazo das flutuações macroeconômicas do país. A série unificada contém 284 observações

---

8. O novo método está em conformidade com padrões internacionais propostos pelo manual de 2008 da System of National Accounts (SNA), da Organização das Nações Unidas (ONU).

trimestrais, uma amostra razoavelmente satisfatória para mensurar a duração de expansões e recessões do período.

*A priori*, poder-se-ia tomar a datação do Codace como insumo para tais estimações, contudo, as datações oferecidas pelo comitê incluem apenas os trimestres a partir de 1980, o que faz com que o número de observações seja comparativamente pequeno em relação à série de 1947 a 2017. Uma maneira de contornar esta situação consiste em utilizar a série completa para buscar uma datação ampla de recessões e expansões semelhante à apresentada pelo Codace. Para tanto, a série em logaritmo natural ( $y_t = \ln(Y_t)$ ,  $Y_t = PIB$ , no período  $t$ ) é submetida ao algoritmo BBQ, apresentado por Harding e Pagan (2003).<sup>9</sup>

A aplicação do algoritmo BBQ nesta pesquisa consiste em utilizar as observações trimestrais após 1980 para encontrar parâmetros que gerem uma datação próxima à fornecida pelo Codace e, em seguida, extrapolar estes parâmetros para as observações não contempladas pelo comitê, obtendo-se, assim, as recessões e expansões de toda a amostra. O algoritmo BBQ é aplicado para identificar os pontos de máximos (picos) e mínimos (vales), em relação às duas observações anteriores e posteriores (Harding e Pagan, 2003):

$$\text{Pico no período } t, \text{ se: } [(y_{t-2}, y_{t-1}) < y_t > (y_{t+1}, y_{t+2})], \quad (1)$$

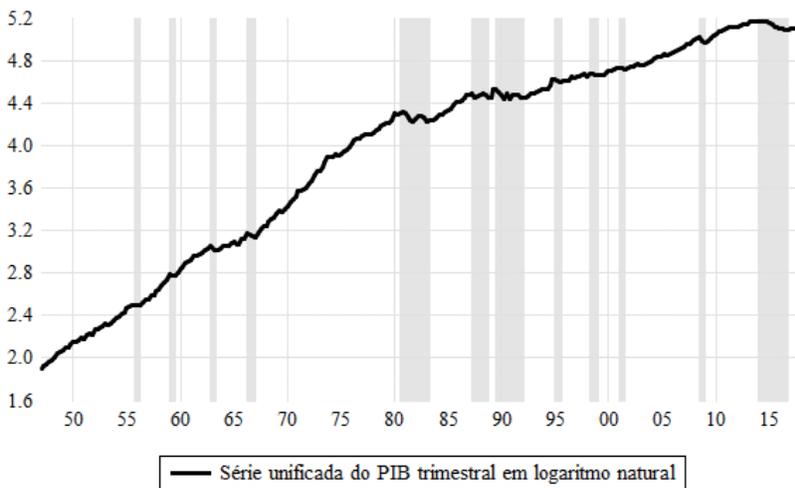
$$\text{Vale no período } t, \text{ se: } [(y_{t-2}, y_{t-1}) > y_t < (y_{t+1}, y_{t+2})]. \quad (1.1)$$

As fases de expansão e recessão são contabilizadas apenas após completarem dois trimestres de duração; e os ciclos, após alcançarem sete trimestres de duração. Estes valores foram adotados conforme os parâmetros usados por Harding e Pagan (2003), na intenção de se obter uma datação próxima à definida pelo NBER. Por sua vez, o método utilizado pela instituição norte-americana orientou o método de datação usado pelo Codace, o que justifica sua escolha para calibrar os parâmetros de acordo com o trabalho citado. A aplicação destes valores para os parâmetros apresentou convergência com a datação do Codace, o que demonstra a boa aderência da calibragem. O gráfico 1 apresenta o resultado obtido por este método; as regiões acinzentadas representam os períodos de recessões.

9. O algoritmo BBQ é uma adaptação para dados trimestrais do algoritmo proposto por Bry e Boschan (1971), autores que originalmente buscaram reproduzir a datação de ciclos econômicos oferecido pelo NBER por meio de observações em frequência mensal.

GRÁFICO 1

Datação obtida pelo algoritmo BBQ para a série de PIB trimestral



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Áreas em cinza representam recessões da atividade econômica.

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

Os picos e vales encontrados são muito próximos aos registrados pelo Codace (2020). As diferenças encontradas são as seguintes: a recessão datada pelo comitê entre 1981.1 e 1983.1 foi contabilizada pelo algoritmo entre 1980.4 e 1983.2, provocando uma divergência no início da expansão observada em seguida, que, em ambos os casos, se encerra em 1988.4; os picos de 1989.2 e 1997.4 registrados pelo Codace foram ambos apontados um trimestre mais tarde pelo algoritmo; por fim, o vale datado pelo comitê em 2001.4 foi apontado um trimestre antes pelo método empregado neste trabalho.

Apesar da boa coincidência da datação obtida por meio do algoritmo BBQ em comparação à oferecida pelo Codace (2020), sua extrapolação para os trimestres anteriores à década de 1980 não apresentou resultados satisfatórios para o tipo de análise aqui proposta. Foram encontradas apenas quatro recessões, com duração média de 2,25 trimestres, enquanto o período seguinte exibiu oito recessões, com duração média de 5,88 trimestres. Além disso, foram encontradas expansões consideravelmente mais longas em comparação ao período posterior a 1980. Tamaña divergência tende a indicar que, na etapa pré-1980, períodos de crescimento lento foram mais comuns do que períodos de queda absoluta nos níveis da atividade produtiva (em outras palavras, havia uma forte tendência de crescimento de 1947 a 1980).

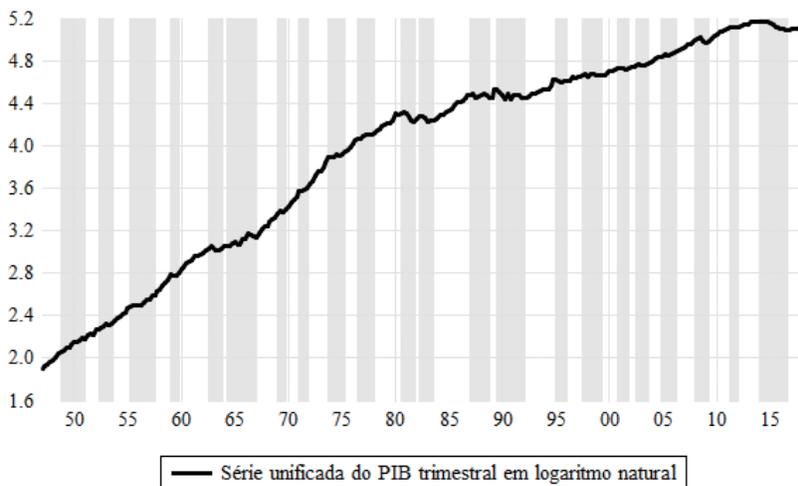
Para atenuar esse problema, implementa-se paralelamente a abordagem de ciclos de crescimento, que consiste na obtenção da série de ciclos,  $c_t$ , após a remoção da

tendência estrutural,  $t_t$ , ou seja,  $c_t = y_t - t_t$ . Recorrente na literatura econômica, o filtro proposto por Hodrick e Prescott (1997) é aplicado sobre a série completa (1947-2017) para a extração do termo tendência ( $t_t$ ).<sup>10</sup> Uma vez que a tendência é removida dos dados, calculam-se os picos e vales com os mesmos parâmetros utilizados através do algoritmo BBQ. Contudo, estes pontos críticos representam agora datas de desvios máximos e mínimos da atividade econômica de sua tendência de crescimento (e, não necessariamente, datas de máximos e mínimos locais). A datação resultante pode ser observada no gráfico 2.

Um comparativo entre as duas abordagens revela diferenças significativas. Através dos ciclos de negócios, foram registradas doze recessões e doze expansões, com expansões em média expressivamente mais longas do que as recessões. Por seu turno, pela extração da tendência (ciclos de crescimento), foram encontradas 22 recessões e 22 expansões, sendo a duração média dos dois estados muito próximas, de 5,95 e 6,59 trimestres, respectivamente.

GRÁFICO 2

Datação da série de desvios obtida pelo filtro HP



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Áreas em cinza representam recessões da atividade econômica.

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

Apesar das divergências em relação à datação proposta pelo Codace, os ciclos de crescimento captam as principais oscilações registradas pelo comitê. Por exemplo,

10. O processo consistiu em uma pré-filtragem dos dados, em que se aplica o filtro HP com o coeficiente de  $\lambda = 1$  para remover as oscilações excessivamente ruidosas e, em seguida, os ciclos são extraídos, utilizando-se o parâmetro de suavização padrão de  $\lambda = 1.600$ .

também foram detectadas, pelo método de extração da tendência, as recessões do começo e do fim dos anos 1990, a do fim de 2008 e a mais recente na amostra, iniciada em 2014. Note-se que isso é esperado, pois a abordagem dos ciclos de crescimento filtra não somente os períodos de altas e quedas absolutas da atividade, mas, além disso, as fases de aquecimento e desaquecimento da economia.

### 3.2 Modelo *logit*

A partir da datação dos ciclos apresentados na subseção anterior, é possível criar séries binárias,  $S_t$ , assumindo valor zero para observações datadas como recessão e 1 para observações datadas como expansão para cada trimestre  $t$ , tal que  $t = 1, 2, \dots, T$ , sendo  $T$  o último trimestre observado. A criação destas séries se justifica por seu uso no primeiro modelo empregado neste trabalho, com base no procedimento adotado por Ohn, Taylor e Pagan (2004). Os autores sugerem a equação (2) como uma forma de modelar as fases dos ciclos:

$$S_t = c_0 + c_1 S_{t-1} + c_2 S_{t-1} d_{t-1} + \text{erro}, \quad (2)$$

em que os coeficientes  $c_0$  e  $c_1$  derivam de um modelo AR(1) inicial que descreve um regime de cadeias de Markov,<sup>11</sup> de forma que  $c_0 = P_{a|b} = 1 - P_{b|b}$  e  $c_1 = P_{a|a} + P_{b|b} - 1$ , em que  $P_{a|b}$  corresponde à probabilidade condicional de mudança do estado  $a$  para  $b$ , os quais representam as possíveis fases do ciclo. Um modo de incluir o componente de duração dos ciclos entre as variáveis é adicionando a variável  $d_{t-1}$  que corresponde ao número de trimestres consecutivos em uma mesma fase que perdurou até o período  $t - 1$  ( $d$  cresce discretamente em uma unidade, isto é, 1, 2, 3 etc.).

Isso posto, testar a dependência na duração consiste em estimar a equação (2) e verificar a significância estatística do coeficiente  $c_2$ . Sob a hipótese nula  $H_0: c_2 = 0$ , sua não rejeição indica a ausência de dependência na duração. Se a hipótese nula for rejeitada, o sinal do coeficiente  $c_2$  caracterizará o tipo dependência; se  $c_2 < 0$ , há um indicativo de dependência positiva, ou seja, quanto maior a duração de uma fase, menor a probabilidade de sua continuidade. Caso contrário, se  $c_2 > 0$ , quanto maior a duração de uma fase, maior a probabilidade de que ela se mantenha, ou seja, há dependência negativa.

Essa abordagem apresenta uma série de vantagens, como a simplicidade da estimação e a visualização e interpretação dos resultados, por se tratar de um modelo de regressão. Contudo, Ohn, Taylor e Pagan (2004) ressaltam que, ao lançar mão de uma amostra com expansões e recessões, o teste apresentará um termo de

11. Ohn, Taylor e Pagan (2004) descrevem que, para casos de expansões e contrações com risco constante, o AR (1) poderia ser descrito como  $S_t = c_0 + c_1 S_{t-1} + \mu_t$ , tal que  $E_{t-1}(\mu_t) = 0$ , nos moldes do que sugere Hamilton (1989). Desse modo, a dependência na duração seria captada por mudanças em  $c_0$  e  $c_1$  relacionadas a quanto tempo uma fase sobrevive.

perturbação com heterocedasticidade condicional. Alternativamente, os autores sugerem a utilização de meios ciclos, que separam as séries binárias de duração das recessões e das expansões para realizar as estimações. As séries binárias de cada fase do ciclo passam a ser tratadas como  $S_t = 1$ , enquanto vigora um determinado período de expansão ou recessão, e  $S_t = 0$  no período em que a fase termina.<sup>12</sup> O modo como a variável  $S_t$  é construído faz com que  $S_{t-1}$  seja sempre igual a 1, o que torna possível reescrever a equação (3) como:

$$S_t = b_0 + b_1 d_{t-1} + \text{perturbação.} \quad (3)$$

Ao empregar a equação (3), o teste de dependência na duração passa a ser a verificação da hipótese nula  $H_0: b_1 = 0$ , mantendo-se as interpretações sobre o sinal do parâmetro e a dependência na duração, de acordo com o que foi proposto anteriormente para o coeficiente  $c_2$ .

Em modelos cujo regressando consiste em uma variável binária, estima-se, de fato, a probabilidade de ocorrência do evento que esta variável expressa. A literatura econométrica sugere, portanto, a utilização de modelos de probabilidade em vez da estimação de (3) pelo método de mínimos quadrados (Cameron e Trivedi, 2005; Allison, 1982). Assim, seguindo Allison (1982), escreve-se o regressando da equação (3) como o *logit* das fases,  $L_t$ . Em outras palavras, o logaritmo natural da razão de chances de a probabilidade da fase não falhar no período  $t$ , estabelecendo-se assim uma relação linear de fácil visualização e que pode ser estimada por máxima verossimilhança. A equação (4) pode ser reescrita da seguinte forma, neste contexto:

$$L_t = \ln \left[ \frac{P_{S_t=1}}{1-P_{S_t=1}} \right] = b_0 + b_1 d_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

A equação (4) pode ser adaptada para demonstrar o impacto da duração das fases  $d_t$  na probabilidade de ocorrência das falhas, tornando o *logit* mais relacionado aos modelos de risco apresentados a seguir. Para isso, a série de meios ciclos passa a tratar períodos de continuidade do ciclo como  $S_t = 0$  e as falhas, isto é, quando determinada fase termina, como  $S_t = 1$ . Desse modo, a interpretação do teste de dependência na duração se inverte, isto é, caso  $b_1$  seja estatisticamente significativo e maior que zero, há um indício de dependência positiva, pois, quanto mais longa uma fase se torna, maior é a chance de que ocorra uma falha. Por sua vez, se  $b_1$  for significativo e menor que zero, há um indício de que fases mais extensas apresentem menor probabilidade de acabar, ou seja, é um caso de dependência negativa. Feitas estas considerações, o primeiro conjunto de testes empíricos consiste na estimação do modelo representado pela equação (4) para as fases de expansões e recessões, estimadas pelo algoritmo BBQ e pelo método de extração da tendência do filtro HP, ao se utilizar a variável dependente  $S_t = 1$  quando a fase em questão falha.

12. Para uma explicação mais detalhada do processo, ver Ohn, Taylor e Pagan (2004). Como breve exemplo, uma expansão com duração de três trimestres seria representada na forma binária de meio ciclo como  $S_t = [1,1,0]$ .

### 3.3 Análise de sobrevivência

A segunda abordagem metodológica é viabilizada pelas análises de sobrevivência (Diebold e Rudebusch, 1990; Kiefer, 1988; Sichel, 1991). O ponto de partida é tentar compreender a probabilidade de sobrevivência (continuidade) de uma fase além de um período  $d$ , sendo possível atribuir diferentes funções de distribuição de probabilidade em relação ao tempo para os eventos observados. A função de sobrevivência  $S(d)$  pode ser definida como na equação (5). Sua interpretação corresponde à probabilidade de que a duração  $D$  de um evento observado seja maior que um intervalo de tempo  $d$ . A função de distribuição acumulada,  $F(d)$ , representa a probabilidade de que  $D$  seja menor ou igual a  $d$ .

$$S(d) = \Pr[D > d] = 1 - F(d). \quad (5)$$

Nesse sentido, a função densidade de probabilidade,  $f(d)$ , pode ser definida como a derivada parcial da função distribuição acumulada em relação ao tempo de duração, e fornece a probabilidade de uma fase atingir certa duração (equação 6).

$$f(d) = \frac{\partial F(d)}{\partial d}. \quad (6)$$

Uma forma de representar a probabilidade de uma fase falhar após uma curta variação de tempo, tendo em vista que ela sobreviveu até certo período  $d$ , se dá pela função de risco ( $h(d)$ ), que pode ser representada como a seguir.

$$h(d) = \frac{f(d)}{S(d)} = \lim_{\Delta d \rightarrow 0} \frac{\Pr[d \leq D < d + \Delta d | D \geq d]}{\Delta d}. \quad (7)$$

A definição (7) pode ser estimada parametricamente de diferentes maneiras, de acordo com a distribuição de probabilidade atribuída aos dados. Conforme Castro (2010), utiliza-se a distribuição de Weibull para definir a função de risco, que passa a ser representada pelo seguinte modelo:

$$h(d) = \gamma p d^{p-1}, \quad (8)$$

em que  $\gamma$  representa uma constante maior que zero;  $d$  é a variável que representa a duração do evento observado, como na análise anterior;  $p$  corresponde ao parâmetro maior que zero a ser estimado para testar se há dependência na duração. Caso  $p > 1$  há um indicativo de dependência positiva; se  $p < 1$ , há indícios de dependência negativa; por fim, se  $p = 1$ , o modelo estará descrevendo uma série sujeita a risco constante ao longo do tempo e não haverá indícios de dependência na duração, como assumido em Fisher (1925).

Neste trabalho, o modelo representado pela equação (8) é estimado por máxima verossimilhança,<sup>13</sup> utilizando-se separadamente as durações das séries de expansões

13. A análise de sobrevivência foi realizada no *software R*, por meio dos pacotes *survival*, *SurvRegCensCov* e *eha*.

e recessões dos ciclos de negócios datados pelo algoritmo BBQ e em termos de desvios da tendência. Em adição, o modelo também é estimado para as séries de duração de ciclos completos de pico a pico e de vale a vale. Com base nos modelos apresentados nesta subseção, é possível testar, de formas diferentes, se há indícios de dependência dos ciclos econômicos do Brasil, a partir de métodos já empregados na literatura internacional. Os resultados das estimações são apresentados a seguir.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. Estimação dos modelos *logit*

Os primeiros resultados apresentados nesta subseção são obtidos com o modelo *logit*. A tabela 1 apresenta estas informações, considerando as expansões e recessões da série em nível (picos e vales do algoritmo BBQ). Tratando-se da estimação de um modelo *logit*, os sinais e a significância estatística dos coeficientes estimados são mais relevantes para analisar a qualidade do modelo do que as medidas de avaliação de ajustamento. Todavia, os resultados são apresentados e discutidos levando-se em consideração o coeficiente de ajustamento  $R^2$  de McFadden, que é mais adequado para modelos estimados por máxima verossimilhança, o *count*  $R^2$ , que apresenta a proporção de previsões corretas realizadas pelo modelo em relação ao total de observações e a razão de verossimilhança (RV), que testa a hipótese de que os coeficientes angulares são estatisticamente iguais a zero, em conjunto.

TABELA 1  
Saídas do modelo *logit*: datação BBQ

Variável	Expansões			Recessões		
	Coefficiente	Est. Z	P-valor	Coefficiente	Est. Z	P-valor
Constante	-3,2315 (0,4804)	-6,7269	0,0000	-1,3652 (0,5748)	-2,3751	0,0175
$d_{t-1}$	0,0218 (0,0205)	1,0593	0,2895	-0,0051 (0,1135)	-0,0453	0,9639
	$R^2$ de McFadden		0,0111	$R^2$ de McFadden		0,0000
	<i>Count</i> $R^2$		0,9464	<i>Count</i> $R^2$		0,8000
	RV		1,0414	RV		0,0021
	Prob (RV)		0,3075	Prob (RV)		0,9639
	Obs. em que $S_t = 0$		212	Obs. em que $S_t = 0$		44
	Obs. em que $S_t = 1$		12	Obs. em que $S_t = 1$		11
	<b>Total de observações</b>		<b>224</b>	<b>Total de observações</b>		<b>55</b>

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores dos erros-padrão se encontram entre parênteses, abaixo dos respectivos coeficientes.

Feitas essas considerações, é possível notar que o coeficiente angular estimado,  $b_1$ , referente à duração defasada, não foi estatisticamente significativo para nenhuma das fases. Apesar do valor elevado do *count*  $R^2$ , os demais coeficientes de ajustamento demonstram que o modelo estimado não é significativo para explicar a ocorrência de falhas através da duração das fases.

Um aspecto de destaque é o fato de que a série em nível apresenta notáveis divergências entre os períodos anterior e posterior à década de 1980, como discutido na subseção de tratamento dos dados, o que pode ter contribuído para que o modelo não captasse um padrão claro para a duração das fases. Segundo Chauvet (2002), a economia brasileira apresenta quebras estruturais relacionadas aos vários planos de estabilização experimentados pelo país ao longo das décadas de 1980 e 1990, o que corrobora esta suposição.

Por esse motivo, o modelo é estimado novamente, utilizando-se a datação da série em nível após 1980. Os coeficientes e suas estatísticas são apresentados na tabela 2. Ao se considerar o nível de 10% de significância, é possível notar que o coeficiente angular ( $b_1$ ) estimado para as expansões foi significativo e apresenta um sinal positivo, um indício de dependência positiva na duração. O  $R^2$  de McFadden apresentou uma pequena melhora no ajustamento, enquanto o *count*  $R^2$  manteve um valor próximo ao do caso anterior, oferecendo previsões corretas em mais de 90% das observações.

TABELA 2  
Saídas do modelo *logit*: datação BBQ (após 1980)

Variável	Expansões			Recessões		
	Coefficiente	Est. Z	P-valor	Coefficiente	Est. Z	P-valor
Constante	-3,6019 (0,8100)	-4,4500	0,0000	-2,0426 (0,7865)	-2,5971	0,0094
$d_{t-1}$	0,0903 (0,0524)	1,7200	0,0850	0,0674 (0,1330)	0,5065	0,6125
	$R^2$ de McFadden		0,0570	$R^2$ de McFadden		0,0065
	<i>Count</i> $R^2$		0,9286	<i>Count</i> $R^2$		0,8478
	RV		2,8960	RV		0,2538
	Prob (RV)		0,0888	Prob (RV)		0,6144
	Obs. em que $S_t = 0$		91	Obs. em que $S_t = 0$		39
	Obs. em que $S_t = 1$		7	Obs. em que $S_t = 1$		7
	<b>Total de observações</b>		<b>98</b>	<b>Total de observações</b>		<b>46</b>

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores dos erros-padrão se encontram entre parênteses, abaixo dos respectivos coeficientes.

A tabela 3 apresenta o efeito marginal da duração da fase sobre a ocorrência de falhas para as expansões e recessões, o que pode ser interpretado como indicação de quanto o aumento de um trimestre na duração de uma fase impacta sua probabilidade de falha.

TABELA 3  
Efeito marginal da duração: datação BBQ (após 1980)

Variável	Expansões			Recessões		
	$d(S_t)/d(d_{t-1})$	Est. Z	P-valor	$d(S_t)/d(d_{t-1})$	Est. Z	P-valor
$d_{t-1}$	0,0052 (0,0028)	1,8800	0,0610	0,0086 (0,0168)	0,5100	0,6090

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores dos erros-padrão se encontram entre parênteses, abaixo dos respectivos coeficientes.

O efeito marginal das expansões demonstra que, a cada trimestre adicional, a probabilidade de falhar aumenta em 0,52 ponto percentual (p.p.). Como anteriormente, a estimação para as recessões foi não significativa.

No que se refere às expansões e recessões dos ciclos de crescimento (desvios da tendência), foram constatados indícios de que a duração das fases afeta positivamente a probabilidade de que ocorra uma falha. Os resultados podem ser observados na tabela 4. Para as duas fases do ciclo, o coeficiente angular estimado apresentou sinal positivo e foi estatisticamente significativo ao nível de 1%. O  $R^2$  de McFadden foi baixo; entretanto, os modelos foram capazes de prever corretamente mais de 80% das observações em ambos os casos, de acordo com o *count*  $R^2$ . O sinal positivo dos coeficientes angulares e sua significância estatística (< 1%) são indicativos de que as fases dos ciclos de crescimento podem apresentar dependência na duração.

TABELA 4  
Saídas do modelo *logit*: datação dos desvios da tendência

Variável	Expansões			Recessões		
	Coefficiente	Est. Z	P-valor	Coefficiente	Est. Z	P-valor
Constante	-3,081 (0,5148)	-5,984	0,000	-3,2003 (0,5595)	-5,7200	0,0000
$d_{t-1}$	0,2590 (0,0766)	3,379	0,001	0,3640 (0,1011)	3,6017	0,0003
	$R^2$ de McFadden		0,0977	$R^2$ de McFadden		0,1212
	<i>Count</i> $R^2$		0,8483	<i>Count</i> $R^2$		0,8385
	RV		12,0565	RV		14,3225
	Prob (RV)		0,0005	Prob (RV)		0,0002
	Obs. em que $S_t = 0$		123	Obs. em que $S_t = 0$		108
	Obs. em que $S_t = 1$		22	Obs. em que $S_t = 1$		22
	<b>Total de observações</b>		<b>145</b>	<b>Total de observações</b>		<b>130</b>

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores dos erros-padrão se encontram entre parênteses, abaixo dos respectivos coeficientes.

A tabela 5 apresenta o efeito marginal da duração sobre a probabilidade de falha para as fases em desvios da tendência. Para as expansões, um trimestre a mais em sua duração eleva em 2,9 p.p. a probabilidade de que ocorra uma falha. Enquanto isso, para as recessões, um trimestre a mais eleva a probabilidade de término em 4,37 p.p. Assim, as recessões parecem apresentar uma sensibilidade maior à duração, sendo mais propensas a acabar com durações comparativamente menores em relação às expansões.

TABELA 5  
Efeito marginal da duração: datação dos desvios da tendência

Variável	Expansões			Recessões		
	$d(S_t)/d(d_{t-1})$	Est. z	P-valor	$d(S_t)/d(d_{t-1})$	Est. z	P-valor
$d_{t-1}$	0,0290 (0,0081)	3,5600	0,0000	0,0437 (0,0116)	3,7800	0,0000

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores dos erros-padrão se encontram entre parênteses, abaixo dos respectivos coeficientes.

Diante dos indícios de dependência positiva na duração das fases, é relevante buscar semelhanças com as teorias que previam alguma duração média para os ciclos. Os ciclos completos de crescimento apresentam duração média próxima de 12,5 trimestres, o que equivale a aproximadamente 37,4 meses (ou cerca de três anos), mantendo-se no intervalo de duração de ciclos de negócios propostos por Kitchin (1923), de duração média de quarenta meses.

Ao serem comparadas as estimações das fases em nível e em desvios da tendência, é possível notar que estes últimos apresentaram um número consideravelmente maior de observações em que ocorre uma falha ( $S_t = 1$ ), o que pode ter ocasionado os resultados diferentes encontrados entre as abordagens.

#### 4.2 Estimções das funções de risco de Weibull

No que diz respeito às estimções da função de risco de Weibull, os resultados são apresentados na tabela 6. Trata-se primeiramente dos ciclos da datação BBQ e, de acordo com as estimativas, as recessões não apresentaram indícios de dependência na duração. Enquanto isso, o parâmetro  $p$  estimado para as expansões foi estatisticamente significativo ao nível de 10% e apresentou um valor maior do que 1, sendo um indício de dependência positiva na duração das expansões. Este resultado se aproxima do obtido pelo modelo *logit* para as expansões após 1980. Os ciclos completos de pico a pico e vale a vale apresentaram sinais de dependência positiva na duração, significativos a 1%.

Ao se considerar que os ciclos completos em nível apresentam duração média de 25 trimestres (aproximadamente seis anos), é possível sugerir alguma

proximidade com os ciclos longos de Kitchin (1923), de oitenta a 120 meses (entre seis e dez anos), relacionados a variações nas taxas bancárias e momentos de pânico, e com os ciclos de Juglar, que têm duração no intervalo entre sete e onze anos e estão ligados aos movimentos do investimento em capital físico.

Em relação aos ciclos de crescimento, as recessões, as expansões e os ciclos completos apresentaram indícios de dependência positiva na duração ao nível de 1% de significância. Em comparação com as estimações da série em nível, os valores do parâmetro  $p$  obtidos para a série de desvios demonstram um aumento maior do risco de falha com o aumento da duração das fases e dos ciclos.

TABELA 6  
Saídas das estimações da função de risco de Weibull

	Datação BBQ			
	Expansões	Recessões	Vale a vale	Pico a pico
Log (escala)	3,035 <sup>*</sup> (0,206)	1,643 <sup>*</sup> (0,22)	3,275 <sup>*</sup> (0,18)	3,180 <sup>*</sup> (0,18)
Log (forma)	0,394 <sup>***</sup> (0,214)	0,332 (0,218)	0,534 <sup>*</sup> (0,206)	0,580 <sup>*</sup> (0,213)
$\gamma$	0,0111	0,1013	0,0037	0,0034
$p$	1,4829	1,3938	1,7057	1,7860
	Datação desvios da tendência			
	Expansões	Recessões	Vale a vale	Pico a pico
Log (escala)	2,009 <sup>*</sup> (0,097)	1,907 <sup>*</sup> (0,089)	2,629 <sup>*</sup> (0,058)	2,626 <sup>*</sup> (0,071)
Log (forma)	0,838 <sup>*</sup> (0,163)	0,936 <sup>*</sup> (0,162)	1,353 <sup>*</sup> (0,159)	1,179 <sup>*</sup> (0,163)
$\gamma$	0,0096	0,0077	0,0000	0,0002
$p$	2,3117	2,5498	3,8690	3,2511

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. As informações obtidas com o programa utilizado têm um formato logaritimizado, sendo definidos como  $Log(escala) = \ln \lambda$ , tal que  $\gamma = \lambda^{-p}$ , e  $Log(forma) = \ln p$ . Dessa maneira, os valores de  $\gamma$  e  $p$  apresentados na tabela são calculados a partir dos parâmetros de escala e forma, e podem ser interpretadas de acordo com o que é apresentado na equação (8). 2. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) denotam respectivamente significância estatística de 1%, 5% e 10%.

Ao serem utilizados os parâmetros encontrados para estimar a função densidade de probabilidade (6) apresentada na seção de metodologia, é possível notar que as expansões e recessões apresentaram um acúmulo de probabilidade de falha em torno de seis trimestres, enquanto suas durações médias são de aproximadamente seis e sete trimestres, respectivamente. Por sua vez, os ciclos completos demonstraram concentração de probabilidade de falha em torno de treze e doze trimestres, vale a vale e pico a pico, valor próximo de suas durações médias de 12,55 e 12,38 trimestres, respectivamente.

Nesse sentido, assim como demonstrado no modelo *logit*, os ciclos como desvios da tendência de crescimento apresentaram evidências de que a duração das fases afeta positivamente a probabilidade de que elas atinjam seu fim, o que representa indícios de dependência positiva na duração. Tais resultados se mostram em consonância com Mills (2001), que apontou indícios de dependência na duração de ciclos completos do Brasil, para dados de frequência anual. Além disso, os resultados se aproximam principalmente dos ciclos de negócios descritos por Kitchin (1923) e por Juglar (Tvede, 1997).

Em comparação a outros trabalhos aplicados ao Brasil, o resultado para os ciclos completos da datação BBQ se aproximam das conclusões de Lopes, Toyoshima e Macedo (2016), que encontraram ciclos de duração próxima à sugerida por Juglar, ao adotarem a abordagem de criticalidade auto-organizada. Os indicativos apresentados nesta subseção corroboram os trabalhos da literatura internacional que sugerem que outros países apresentam dependência na duração nos ciclos completos ou nas fases isoladas (Castro, 2010; Diebold e Rudebusch, 1990; Mills, 2001; Ohn, Taylor e Pagan, 2004; Sichel, 1991).

O fato de que as oscilações cíclicas da economia brasileira, assim como de outras economias em nível internacional, possam exibir longa duração é interessante como guia para a formulação de estruturas teóricas mais ricas. Por exemplo, é difícil reconciliar esta constatação com as movimentações mais curtas oriundas de modelos RBC ou novo-keynesianos. Por sua vez, as abordagens clássicas dos ciclos de negócios, tais como a de Juglar, ainda carecem de um maior grau de formalização pela ciência econômica. Assim, os resultados obtidos indicam que uma maior concatenação entre as duas abordagens pode originar uma agenda frutífera de pesquisa no campo dos ciclos econômicos.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve o objetivo de investigar a dependência na duração dos ciclos econômicos no Brasil, visando contribuir com a literatura empírica sobre as características das flutuações do país. Para isso, foram utilizados dois modelos estatísticos parametrizados, estimados para dados de uma série do produto trimestral, construída a partir de três outras séries complementares preexistentes, cobrindo o período entre 1947 e 2017.

O primeiro modelo trata-se de um *logit* baseado no trabalho de Ohn, Taylor e Pagan (2004), que relaciona a duração das fases às suas probabilidades de falha. Os resultados obtidos nas estimações sugerem que a duração de recessões e expansões dos ciclos de desvios da tendência de crescimento impacta positivamente suas probabilidades de término, sendo um indício de dependência positiva na duração.

O segundo modelo estimado se baseia na função de risco de Weibull, conforme apresentada por Castro (2010). Os resultados encontrados sugerem dependência positiva na duração dos ciclos completos em nível (BBQ), sujeitos a um acúmulo de probabilidade de atingirem seu fim entre 24 e 25 trimestres, se aproximando dos ciclos longos descritos por Kitchin (1923), de duração média de seis a dez anos, e de Juglar, de duração aproximada entre sete e onze anos. Este modelo captou ainda sinais de dependência na duração das recessões, expansões e ciclos completos para os ciclos de desvios da tendência.

Os resultados aqui obtidos são importantes para contribuir com a agenda de estudos dos ciclos e flutuações no Brasil, auxiliando em sua previsão e na formulação de políticas macroeconômicas que visem atenuar os movimentos agregados da economia do país. Indiretamente, também contribuem com o conjunto de evidências internacionais que propõe que os ciclos podem apresentar dependência na duração de suas fases, ou ainda na sua duração completa (Diebold e Rudebusch, 1990; Sichel, 1991; Mills, 2001; Castro, 2010).

Diante dos indícios de dependência positiva na duração encontrados neste trabalho, é importante compreender que, uma vez que uma fase se inicia no Brasil, espera-se que o seu risco de acabar se eleve à medida que ela se torne mais longa, se aproximando de uma duração média observada nos anos anteriores. O mesmo raciocínio se aplica a análises de ciclos completos de vale a vale e pico a pico, e para as fases e os ciclos completos, em termos de desvios da tendência. Esta informação pode auxiliar na implementação de políticas econômicas anticíclicas ou que visem estabilizar as flutuações. Por exemplo, se uma expansão se torna demasiadamente longa e se aproxima de uma duração em que o risco de falha se torna muito alto, o governo pode se antecipar à provável recessão que deve ser observada a seguir, e planejar políticas fiscais e monetárias atenuadoras.

Outra possibilidade passa por admitir que as fases possuam pouca probabilidade de acabar rapidamente. Isso implica, por exemplo, que as fases de desaceleração da economia possuem poucas chances de acabar em seus primeiros trimestres, o que traz preocupações quanto às reduções do emprego e da atividade produtiva, e à piora dos orçamentos públicos. No caso das expansões, isso pode significar mais dificuldade em controlar indicadores inflacionários e de se estabilizar a demanda agregada. Dessa forma, pode ser que estes efeitos não sejam superados espontaneamente em um curto horizonte de tempo, requerendo mais atenção no direcionamento das políticas econômicas.

Por fim, os testes realizados permitiram verificar a plausibilidade da hipótese de dependência positiva na duração dos ciclos brasileiros, porém, uma investigação a respeito dos mecanismos que podem originar esse fenômeno vai além do escopo deste artigo. Ainda assim, é possível traçar algumas conjecturas com base na

duração média dos ciclos obtida, próxima à dos chamados ciclos de Juglar. Estes estão intimamente relacionados aos movimentos do investimento em capital das economias. Nessa abordagem, ondas de otimismo podem gerar ímpetus de crescimento que estimulam a demanda agregada e os preços em geral. Da mesma maneira, esses movimentos podem promover a valorização dos preços dos ativos financeiros e estimular a realização de investimentos. O crescimento leva, também, ao aumento das taxas de juros, variável que se constitui em importante mola amortecedora da economia. Enquanto os juros se mantiverem em patamares relativamente baixos, o investimento cresce e promove a expansão econômica. Porém, pode chegar o momento em que a taxa de juros alcance valores suficientemente altos para tornar viáveis apenas investimentos muito arriscados. Nesse contexto, o investimento e o crédito podem ser cortados, gerando-se um ponto de virada para uma recessão. Inclusive, é bastante provável que o desempenho insatisfatório da economia brasileira nos últimos dez anos esteja associado ao baixo nível dos investimentos realizados. De fato, o estoque de capital líquido da economia encontra-se praticamente estagnado desde 2015 (Souza Júnior e Cornelio, 2020).

## REFERÊNCIAS

- AIOLFI, M.; CATÃO, L.; TIMMERMANN, A. Common factors in Latin America's business cycles. **Journal of Development Economics**, v. 95, n. 2, p. 212-228, 2011.
- ALLISON, P. D. Discrete-time methods for the analysis of event histories. **Sociological Methodology**, v. 13, p. 61-98, 1982.
- ARAÚJO, E.; CARPENA, L.; CUNHA, A. B. Brazilian business cycles and growth from 1850 to 2000. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 38, n. 3, p. 557-581, set. 2008.
- BONELLI, R.; RODRIGUES, C. F. **PIB trimestral**: proposta metodológica e resultados para o período 1947-79. Rio de Janeiro: FGV, dez. 2010. (Texto para Discussão, n. 3).
- BRY, G.; BOSCHAN, C. **Cyclical analysis of time series**: selected procedures and computer programs. Nova York: NBER, 1971.
- BURNS, A. F.; MITCHELL, W. C. **Measuring business cycles**. Nova York: NBER, jan. 1946.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics**: methods and applications. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 2005.
- CASTRO, V. The duration of economic expansions and recessions: more than duration dependence. **Journal of Macroeconomics**, v. 32, n. 1, p. 347-365, mar. 2010.

- CÉSPEDES, B. J. V.; CHAUVET, M.; LIMA, E. C. R. Forecasting Brazilian output and its turning points in the presence of breaks: a comparison of linear and nonlinear models. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 5-46, 2006.
- CHAUVET, M. The Brazilian business and growth cycles. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 1, p. 75-106, mar. 2002.
- CODACE – COMITÊ DE DATAÇÃO DE CICLOS ECONÔMICOS. **Comitê de Datação de Ciclos Econômicos**. Rio de Janeiro: Ibre/FGV, 29 jun. 2020. Disponível em: [https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-06/comunicado-do-comite-de-datacao-de-ciclos-economicos-29\\_06\\_2020-1.pdf](https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-06/comunicado-do-comite-de-datacao-de-ciclos-economicos-29_06_2020-1.pdf). Acesso em: 6 jul. 2020.
- DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, G. D. A nonparametric investigation of duration dependence in the American business cycle. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 98, n. 3, p. 596-616, jun. 1990.
- DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, G. D.; SICHEL, D. Further evidence on business-cycle duration dependence. *In*: STOCK, J. H.; WATSON, M. W. (Ed.). **Business cycles, indicators, and forecasting**. Chicago: University of Chicago Press, 1993. v. 28, p. 255-284.
- ENGLE, R. F.; ISSLER, J. V. Common trends and common cycles in Latin America. **Revista Brasileira de Economia**, v. 47, n. 2, p. 149-176, 1993.
- FISHER, I. Our unstable dollar and the so-called business cycle. **Journal of the American Statistical Association**, v. 20, p. 179-202, 1925.
- GAMERMAN, D.; WEST, M. An application of dynamic survival models in unemployment studies. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 36, n. 2-3, p. 269-274, 1987.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, mar. 1989.
- HARDING, D.; PAGAN, A. A comparison of two business cycle dating methods. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 27, n. 9, p. 1681-1690, 2003.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.
- JUGLAR, C. **Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux Etats-Unis**. Paris: Guillaumin et Cie, Librairies-Editeurs, 1862.
- KIEFER, N. M. Economic duration data and hazard functions. **Journal of Economic Literature**, v. 26, n. 2, p. 646-679, 1988.
- KITCHIN, J. Cycles and trends in economic factors. **The Review of Economic Statistics**, v. 5, n. 1, p. 10-16, 1923.

KONDRATIEFF, N. D. The long waves in economic life. **The Review of Economics and Statistics**, v. 17, n. 6, p. 105-115, 1935.

KUZNETS, S. Equilibrium economics and business-cycle theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 44, n. 3, p. 381-415, 1930.

LOPES, L. S.; MACEDO, L. R. de; TOYOSHIMA, S. H. Integração fracionária nos ciclos econômicos de longo prazo no Brasil: evidências iniciais de criticalidade auto-organizada. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 3, p. 315-335, jul.-set. 2016.

LOPES, L. S.; TOYOSHIMA, S. H. Não linearidades na dinâmica do produto interno bruto brasileiro entre 1947 e 2012. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 34, n. 66, p. 57-82, set. 2016.

MILLS, T. C. Business cycle asymmetry and duration dependence: an international perspective. **Journal of Applied Statistics**, v. 28, n. 6, p. 713-724, 2001.

OHN, J.; TAYLOR, L. W.; PAGAN, A. Testing for duration dependence in economic cycles. **The Econometrics Journal**, v. 7, n. 2, p. 528-549, 2004.

PLOSSER, C. I. Understanding real business cycles. **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 3, p. 51-77, 1989.

PORTUGAL, M.; MORAES, I. Business cycle in the industrial production of Brazilian states. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 26, n. 50, p. 27-56, set. 2008.

RIBEIRO, P. F.; PEREIRA, P. L. V. **Economic cycles and term structure: application to Brazil**. São Paulo: FGV, jun. 2010. (Texto para Discussão, n. 259).

ROYSTON, G. H. D. Wider application of survival analysis: an evaluation of an unemployment benefit procedure. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 32, n. 3, p. 301-306, 1983.

SICHEL, D. E. Business cycle duration dependence: a parametric approach. **The Review of Economics and Statistics**, v. 73, n. 2, p. 254-260, 1991.

SOUZA JÚNIOR, J. R. de C.; CORNELIO, F. M. **Estoque de capital fixo no Brasil: séries desagregadas anuais, trimestrais e mensais**. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2020. (Texto para Discussão, n. 2580).

TOVAR, C. E. DSGE models and central banks. Basileia: BIS, 2008. (Working Paper, n. 258).

TVEDE, L. **Business cycles: from John law to Chaos theory**. Amesterdá: Harwood Academic Publishers, 1997. 275 p.

VIEIRA, H. P.; VALLS PEREIRA, P. L. A study of the Brazilian business cycles (1900-2012). **Brazilian Review of Econometrics**, v. 33, n. 2, p. 123-143, 2013.

Data de submissão em: 22 jun. 2021.

Primeira decisão editorial em: 17 fev. 2023.

Última versão recebida em: 25 fev. 2023.

Aprovação final em: 25 abr. 2023.