

UM TESTE DE QUEBRA ESTRUTURAL PARA A HIPÓTESE DE DESLOCAMENTO DO CENTRO DINÂMICO NA INDÚSTRIA BRASILEIRA NOS ANOS 1930

Leonardo Segura Moraes¹

Jonattan Rodríguez Castelli²

RESUMO

O artigo tem como objetivo oferecer evidências empíricas para o debate a respeito da hipótese furtadiana de deslocamento do centro dinâmico na economia brasileira nos anos 1930. Com base nessa tese, entende-se que o choque adverso da crise de 1929 impactou significativamente sobre a dinâmica econômica interna, especialmente sobre a produção industrial. No intuito de avaliar tal hipótese, estimou-se um modelo ARIMA (1,1,1) para o índice do PIB industrial brasileiro entre 1900 e 1947. Os resultados encontrados indicam ausência de quebra estrutural nos anos imediatamente após a Grande Depressão, mas há presença para o ano de 1935. Conclui-se que a transformação estrutural ocorrida no período levou tempo para se processar e por isso a quebra não ocorreu como esperado. Sustenta-se a conclusão a partir de revisão da literatura sobre mudanças institucionais e intencionalidade industrializante da política econômica.

CLASSIFICAÇÃO JEL: N16; C22

ABSTRACT

The article aims to provide empirical evidence for the debate about the Furtadian hypothesis of the displacement of the dynamic center in the Brazilian economy in the 1930s. In order to evaluate this hypothesis, we estimated an ARIMA model (1,1,1) for the Brazilian industrial GDP index between 1900 and 1947. The results indicate that there was no structural break in the years immediately after the Great Depression, but there is a presence for the year 1935. It can be concluded that the structural transformation occurred in the period took time to process and therefore the break did not occur as expected. The conclusion is based on a review of the literature on institutional changes and the industrializing intentionality of economic policy

JEL: N15; C22

¹ Doutor em Economia pela UFRGS. Email: lseguram@hotmail.com

² Professor de Economia na Universidade Estadual do Mato Grosso do Sul (UEMS). Email: castellijonattan@gmail.com

1. INTRODUÇÃO

A historiografia econômica brasileira se divide no que tange à década de 1930 e os significados que a assim chamada Revolução de 1930 teve sobre a dinâmica da produção e distribuição material da vida no país. Perguntas como se houve alguma consciência industrializante por parte do governo Vargas I, ou se a política econômica implementada a partir de 1930 foi ortodoxa ou heterodoxa, ou então se é possível afirmar que a década de 1930 representa um ponto de inflexão no desenvolvimento econômico brasileiro permeiam os debates na área.

Responder essas perguntas importa, pois é com base nelas que os pesquisadores baseiam suas interpretações sobre o período e o significado da industrialização por substituição de importações. Várias contribuições têm sido oferecidas nesse sentido, mas ainda não há consenso se essa década representa um ponto de inflexão na economia brasileira. Furtado ([1959] 2009) argumenta que a política de defesa do café foi a responsável pelo crescimento industrial do país e também pelo fato do país ter sido um dos primeiros a sair da crise. No entanto, argumenta o autor que tal política ocorreu sem intencionalidade industrializante por parte do governo Vargas. Por outro lado, Peláez (1972) vai por outra linha e argumenta que do ponto de vista da industrialização brasileira os anos 1930 não representam alteração substancial, pois a política anti-cíclica implementada não teria tido qualquer impacto significativo sobre o sentido interno da industrialização dado que não houve significativa alteração na capacidade produtiva.

A tese de Furtado ([1959] 2009) é conhecida como *deslocamento do centro dinâmico* da economia brasileira para o mercado interno a partir dos anos 1930 e, por isso, sua defesa de que a política de valorização do café levada a cabo por Vargas impactou positivamente na dinâmica industrial do país. Prado Jr. (2004) apesar de reconhecer que a década em questão representa uma importante mudança para o Brasil, entende que a Revolução de 1930 significou a reafirmação da condição de colônia, mas que a partir de então tal dinâmica se daria essencialmente por meio de desequilíbrios na conta de capital do balanço de pagamentos do país.

Uma tentativa de síntese do debate foi elaborada por Versiani & Versiani (1978) e um dos principais pontos do trabalho é de que o período compreendido entre 1921 e 1930 foi de aumento significativo da capacidade produtiva da economia brasileira. Portanto, se a explicação de Furtado sobre o surto de crescimento industrial pós-1930 não explicava a origem dessa capacidade produtiva e era parte da crítica levantada por Peláez (1972), Versiani & Versiani (1978) oferecem uma explicação que visa combinar ambos os argumentos.

Do ponto de vista do debate econométrico, Nelson & Plosser (1982) iniciam a discussão em torno da existência de raiz unitária na maior parte das séries macroeconômicas, o que implica

considerar que os choques exógenos possuem apenas efeito temporário. Perron (1989) criticou as conclusões dos autores afirmando que os testes Dickey-Fuller aumentado (ADF) utilizados são viesados na presença de quebra estrutural e, por isso, tendem a não rejeitarem a hipótese de raiz unitária. Além disso, Perron (1989) identifica que dois pontos centrais cujos choques se mostraram permanentes sobre as séries macroeconômicas analisadas: a Grande Depressão (1929) e o primeiro choque do petróleo (1973).

Zivot & Andrews (1992) buscam novas evidências sobre o debate no sentido de um modelo que não necessite de *data mining*. Para tanto, os autores desenvolvem um algoritmo que detecta a quebra estrutural a partir dos dados sem que o pesquisador precise afirmar qual é o ponto de quebra. Entretanto, assim como em Perron (1989), a quebra também é única.

Com base no debate apresentado e na assertiva de Fonseca (2003), entende-se que aceitar ou rejeitar a hipótese de *deslocamento do centro dinâmico* é fundamental para qualquer interpretação sobre a indústria brasileira. Dessa forma, o objetivo principal do artigo é testar a presença de quebra estrutural no PIB industrial brasileiro ao longo dos anos 1930, especialmente no período imediatamente posterior a 1929. A hipótese a ser respondida é se a dinâmica da economia brasileira a partir da chamada Revolução de 1930 implica alteração estrutural na produção interna avaliada por meio do índice do PIB industrial brasileiro entre 1900 e 1947.

Este artigo conta com cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção será apresentada, sucintamente, a abordagem institucionalista de inspiração vebleniana de Geoffrey Hodgson, buscando destacar os principais conceitos utilizados na análise teórica deste artigo.

Na terceira seção, por sua vez, descreve-se a metodologia econométrica aplicada, enquanto a quarta seção traz à baila os resultados encontrados. Estimou-se um modelo ARIMA (1,1,1) para o índice do PIB industrial brasileiro entre 1900 e 1947. Os resultados encontrados indicam ausência de quebra estrutural nos anos imediatamente após a Grande Depressão, mas há presença para o ano de 1935.

A quinta seção apresenta uma interpretação econômica dos principais resultados, tentando explicar por que a quebra estrutural não ocorre imediatamente à crise de 1929, a partir dos conceitos institucionalistas abordados na seção 2. Por fim, encerra-se o artigo com as considerações finais.

2. A TEORIA INSTITUCIONAL DE GEOFFREY HODGSON

A teoria institucionalista desenvolvida inicialmente por Veblen e pelo antigo institucionalismo norte-americano tem ocupado um papel cada vez mais destacado na teoria econômica. Em razão da miríade de correntes dentro da perspectiva institucionalista, optou-se nesse

trabalho por se utilizar da abordagem de Geoffrey Hodgson. Seguindo a tradição vebleniana, as instituições são definidas como sendo um “sistema de regras sociais estabelecidas e prevaletentes que estruturam as interações sociais” (Hodgson, 2006; p.2), como, por exemplo, as leis, a moeda, o sistema de peso e medidas, a linguagem e as firmas.

Mais do que isso, na teoria de Hodgson, as instituições e os indivíduos se confundem. As instituições nascem da interação entre os indivíduos, mas também moldam essa interação e a forma como os agentes econômicos se comportam. Isto é, “as instituições moldam e são moldadas pela interação humana, elas são tanto ideias subjetivas na cabeça dos agentes quanto estruturas objetivas encaradas por eles” (Hodgson, 1998; p.181, tradução nossa).

A matéria que constitui as instituições, por outro lado, seriam os hábitos. Os hábitos dos indivíduos reforçam e são reforçados pelas instituições sociais. Entretanto, Hodgson (2006) ressalta que os hábitos são adquiridos no contexto social e não pela transmissão genética hereditária. Eles se derivam de comportamentos repetidos dos indivíduos. A origem dos hábitos de um indivíduo pode residir tanto em uma disposição inata ou mesmo na tendência a se imitar o comportamento dos outros agentes em um contexto social específico. Destarte, o hábito é em sua essência um resultado da interação social.

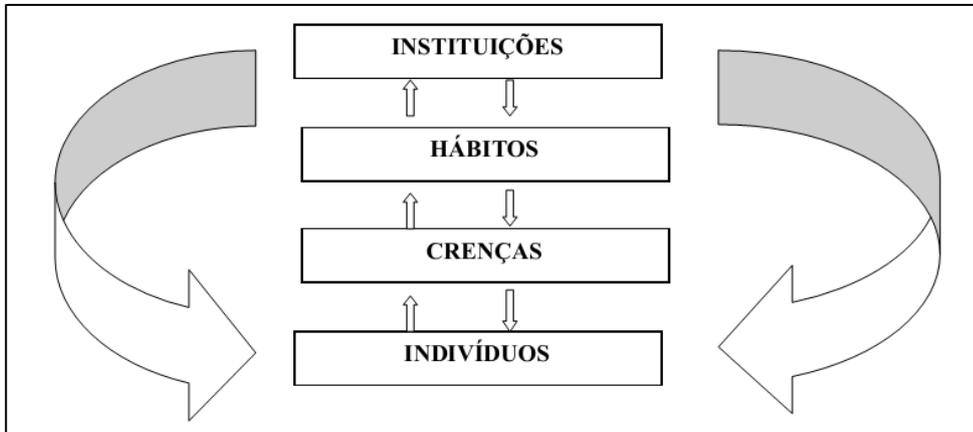
O processo de transformação institucional das estruturas socioeconômicas se principia, como aventado por Veblen (1965), na mudança dos hábitos de pensamento e ação dos agentes econômicos que se adaptam às novas condições ambientais e materiais de uma sociedade. A transformação do arranjo institucional aparece nos escritos de Veblen a partir de sua análise da causação cumulativa, ou seja, uma ação, mudança, passada estabelece uma nova situação que sofrerá, com o passar do tempo, novas alterações levando a uma nova situação, de maneira que sempre o fantasma do passado se manifesta no presente.

No princípio há um conjunto de instintos dados e um estilo de vida definido, com hábitos de pensamento e instituições estabelecidas. Com o tempo o arranjo institucional pode mudar como resposta a uma alteração na forma como os indivíduos interagem, nas suas atividades econômicas e sociais, mas, principalmente, por alguma alteração nas bases materiais da sociedade, o surgimento de novas tecnologias em particular. Os indivíduos se adaptarão às novas condições materiais, mudando seu estilo de vida e hábitos de pensamento e de ação.

À medida que os novos hábitos tomarem o lugar dos antigos se constituirá novas instituições que substituirão àquelas que forem incompatíveis com a nova realidade, assistindo, assim, a alvorada de uma nova estrutura institucional. Desta maneira, a mudança institucional ocorre através do desuso e substituição de antigos por novos hábitos, promovidos pelo novo ambiente material.

Primeiro as crenças dos indivíduos se alteram, decorrente de uma mudança na base material da sociedade, e após essas se tornam hábitos e esses são convencioneados como instituições.

FIGURA 1 – Reconstitutive Downward Causation



Fonte: elaborado a partir de Hodgson (2006)

Todavia, as novas instituições podem alterar as crenças e hábitos dos indivíduos, delimitando um processo de causação circular da transformação do arranjo institucional, denominado por Hodgson (2006) como *Reconstitutive Downard Causation*, que pode ser observado na figura acima. As setas apontadas para cima representam os estímulos geradores do nível superior e as setas apontadas para baixo, assim como as duas grandes setas laterais, representam o feedback de cada nível superior para o inferior.

O processo de mudança institucional, sem embargo, não é um fenômeno teleológico ou mesmo previsível. Apesar de amiúde esse ocorrer concomitantemente à transformação ambiental, ele é marcado pela inércia. Instituições que estão profundamente enraizadas nos hábitos de pensamento e de comportamento dos indivíduos tendem a se perpetuar mesmo diante de uma mudança material – como a ocorrência de uma revolução tecnológica. Destarte, à medida que instituições arcaicas se perpetuam - i.e. aquelas que não estão ligadas à nova concretude do sistema econômico, mas ao modo de produção anterior – cria-se uma dependência da trajetória no crescimento e desenvolvimento dos países.

Por conseguinte, as trajetórias de crescimento são criadas historicamente, partindo da trajetória de desenvolvimento das instituições nacionais que, muitas vezes, já estão enraizadas na estrutura socioeconômica (ZYSMAN, 1994). Destarte, a história importa, o desenvolvimento das nações distinguir-se-ia por estar assentado em um conjunto de instituições distintas. No entanto, essas não podem ser escolhidas racionalmente, não sendo um mero regramento, mas estruturas sociais que têm origem nos hábitos dos indivíduos e que, por isso, são difíceis de serem alteradas.

Existe, portanto, uma trajetória das nações possui uma dependência de trajetória (*path dependence*) decorrente do processo de mudança e continuidade das suas instituições. A construção do arranjo institucional de um país é realizada historicamente, através da interação dos agentes econômicos e pela seleção daquelas instituições que melhor se adaptam a uma realidade material – embora instituições arcaicas possam permanecer na estrutura socioeconômica – e não pela cópia de modelos estrangeiros. O ato de emular uma lei, regra ou política que, no entanto, não encontre aderência nos hábitos de pensamento dos agentes econômicos está fadada ao fracasso e a não se institucionalizar.

Ademais, o espaço para o Estado ser um propositor do arranjo institucional acaba por ser mais limitado do que em outras abordagens, embora assuma um papel destacado para sua sustentação. De acordo com Hodgson (2015), o aparato legal não emerge de maneira espontânea a partir da interação entre os indivíduos, especialmente em sociedades hierarquizadas e complexas, onde os agentes econômicos não compartilham as mesmas motivações. Existe um processo de seleção das instituições, onde o poder político-econômico de uma classe social pode prevalecer ante as demais e pesar na construção do aparato legal, combinado a isso a utilização simbólica de mitos autorizados que possibilitem a aceitação dele pelo resto da sociedade.

Sem embargo, torna-se mister a ação do Estado, detentor do monopólio da violência em uma sociedade, para que as leis cumpram seu papel e sejam respeitadas. Sem contar que o próprio Estado não é monolítico, mas uma arena de disputa política, onde as divergências de interesse social sintetizar-se-iam.

Desse modo, a alteração do arranjo institucional também passa pelos meandros do jogo político dentro do Estado. Apesar de as instituições serem reflexo dos hábitos compartilhados socialmente – o que a priori excluiria a ação estatal para sua legitimação – o Estado transforma hábitos e costumes em leis, a partir da resolução de brechas, imprecisões e disputas desses (HODGSON, 2015). Consequentemente, a seleção daquelas convenções que assumirão a forma de leis depende da visão de mundo, estratégia de desenvolvimento e relação entre o Estado e a sociedade. Ignorar esses aspectos na análise de políticas econômicas assentadas na mudança institucional é deixar de lado um ponto central para compreendê-las.

3. METODOLOGIA

Há pelo menos duas estratégias possíveis para se testar a hipótese aqui lançada. Primeiramente, poderiam ser tomados uma série do PIB brasileiro como variável a ser analisada. Essa estratégia, no entanto, não nos colocaria diretamente sobre o debate mencionado anteriormente, pois permitiria uma inferência sobre a composição total das riquezas produzidas no país. Uma segunda estratégia é

a escolha de dados do PIB industrial brasileiro, cuja vantagem explícita é que nos permite um olhar específico sobre a polêmica do deslocamento do centro dinâmico da economia brasileira para o mercado interno.

Para testar a hipótese de quebra estrutural ao longo da década de 1930, propõe-se um modelo de série temporal do índice do PIB industrial brasileiro, cujos dados foram obtidos em Haddad (1978). Intuitivamente, o PIB industrial pode ser entendido como um processo com componente autorregressivo combinado com outro de médias móveis, pois seu valor presente depende tanto de sua própria defasagem quanto da defasagem dos erros passados mais um componente de erros presente. Sendo assim, a equação a ser estimada segue um modelo ARIMA(1,1,1) abaixo:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Onde,

Y_t é o índice PIB industrial no tempo t ; β_1 e β_2 são coeficientes que relacionam respectivamente os componentes autorregressivos e de médias móveis à variável dependente; e u_t é o componente de erros no tempo t .

Em um modelo ARMA(p, q), se uma ou mais raízes forem maiores ou iguais a 1 a sequência $\{Y_t\}$ passa a ser um processo integrado de ordem d e se denomina ARIMA(p, d, q). Isso significa que a série em questão é não-estacionária. De acordo com o modelo proposto, a variável Y_t é integrada de ordem 1. A escolha do modelo se deve ao fato de que o modelo ARIMA(1,1,1) escolhido possui menor critério de informação de Akaike (5,47) frente aos demais tentados³, maior R^2 e R^2 -ajustado e não apresenta heterocedasticidade. Além disso, intuitivamente é razoável pensar que o PIB industrial presente possui um componente autorregressivo referente ao ano imediatamente anterior e um componente do somatório dos erros passados. Mas, ao mesmo tempo, ambos os componentes (AR e MA) diminuem sua influência com o tempo, caso contrário violaríamos a hipótese de estacionariedade do modelo.

Se a série ou processo estocástico tiver sua média e todas as autocovariâncias constantes ao longo do tempo, diz-se que é fracamente estacionário. A estacionariedade é um critério básico para que as séries temporais não possuam caráter explosivo. Isso implica que os choques são aleatórios e, por isso, não se somam crescentemente ao longo do tempo. Formalmente, tem-se:

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= E(Y_{t-s}) = \mu = \text{média} \\ E(Y_t - \mu)^2 &= \sigma^2_Y = \text{variância} \\ E(Y_t - \mu)(Y_{t-s} - \mu) &= \gamma \\ &= \text{covariância} \end{aligned}$$

³ Uma síntese das saídas do Eviews para todas as proposições está no anexo desse artigo. De acordo com Enders (2014, p. 69), entre os critérios de seleção dos modelos o custo marginal na adição de regressores é menor no critério de Akaike (AIC) e o pesquisador deverá escolher entre os modelos econométricos aquele que possui menor AIC.

Para a estimação, usou-se dados compilados e transformados em índices de base fixa (1939 = 100) por Haddad (1978) sobre o produto interno bruto da indústria brasileira entre 1900 e 1947. A escolha dessa variável se deu porque por meio dela é possível captar as variações no crescimento do PIB industrial ao longo do tempo e testar a hipótese de quebra estrutural na década de 1930. O software utilizado foi o Eviews 7.0 e todos os dados foram obtidos através do Ipeadata.

4. RESULTADOS

A rotina empregada para obter os resultados pode ser sumarizada abaixo:

- Realizou-se teste de raiz unitária no intercepto e tendência na série em nível – teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) – a fim de avaliar a existência de integração e qual a ordem;
- Identificada a existência de integração de ordem 1, fez-se a primeira diferença na variável – dif_pib_ind;
- Estimou-se a equação (1) como um modelo ARIMA(1, 1, 1) e se testou a presença de heterocedasticidade por meio do teste Breusch-Pagan;
- Testou-se a existência de quebra estrutural por meio de um teste Chow para os anos de 1929, 1930, 1931 e 1932;

Os gráficos abaixo mostram análises visuais da série inicial e seus componentes modelados e os procedimentos iniciais efetuados.

Gráfico 1 – $Y_t = \text{PIB_IND_INDICE}$

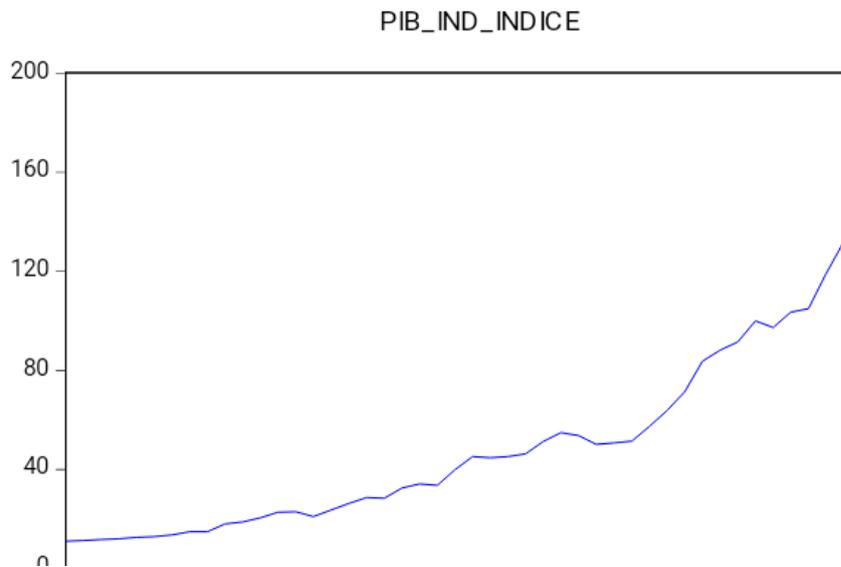


Tabela 1 – Teste ADF para Y_t

Null Hypothesis: PIB_IND_INDICE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 6 (Automatic – based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.440936	1.0000
Test critical values: 1% level	-4.198503	
5% level	-3.523623	
10% level	-3.192902	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

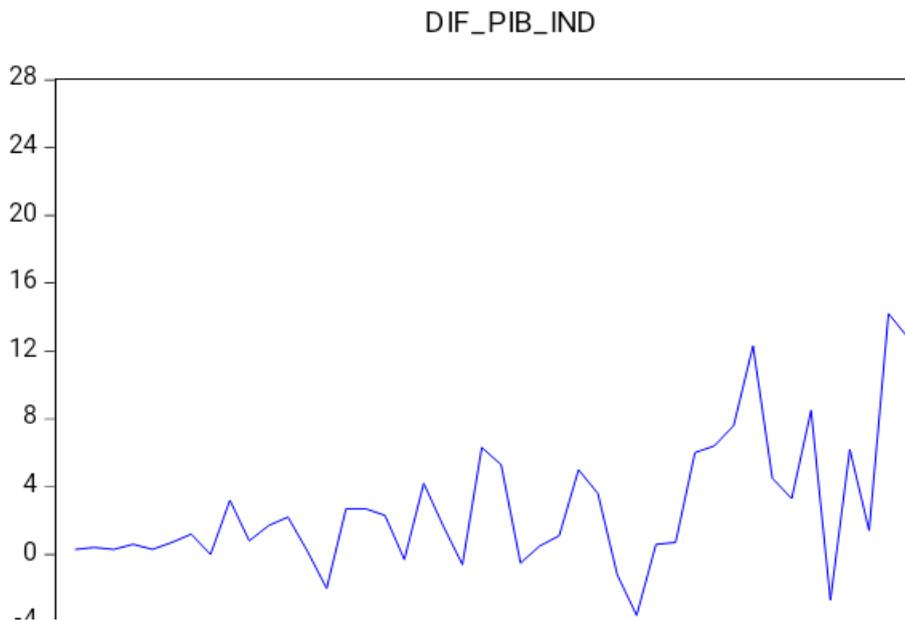
Como fica claro, o teste ADF para a variável Y_t indica que a série possui ordem de integração, visto que em nível a hipótese nula é de existência de raiz unitária e a mesma não é rejeitada – probabilidade maior do que 0,05. A tabela 2 abaixo mostra o teste ADF para a primeira diferença de Y_t e o gráfico da série obtida a partir dessa operação.

Tabela 2 – Teste ADF em primeira diferença para Y_t

Null Hypothesis: D(PIB_IND_INDICE) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic – based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.203689	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.170583	
5% level	-3.510740	
10% level	-3.185512	

Gráfico 2 – DIF_PIB_IND = D(PIB_IND_INDICE)



O gráfico 2 evidencia que o caráter explosivo anteriormente verificado foi modificado, embora para os dados finais a amplitude da variância parece aumentar. No entanto, o correlograma de autocorrelação e autocorrelação parcial (FAC e FACP) indicam que o somatório dos erros da primeira diferença são ruído branco⁴.

O passo seguinte foi a estimação do modelo e os testes de heterocedasticidade e quebra estrutural, mostrados na sequência. Como é possível observar, o modelo possui um coeficiente de determinação (R^2) de 50% e todos os parâmetros significativos. O teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey indica que as variâncias dos erros são constantes (hipótese de homocedasticidade)⁵, como indica a prob. F(2,43).

Tabela 3 – Teste Breusch-Pagan-Godfrey para DIF_PIB_IND

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	20.00218	Prob. F(2,43)	0.0000
Obs*R-squared	22.16993	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Scaled explained SS	41.33301	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Tabela 4 – Saídas da Estimação do Modelo ARIMA(1,1,1)

Dependent Variable: DIF_PIB_IND
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1902 1947
 Included observations: 46 after adjustments
 Convergence achieved after 69 iterations
 MA Backcast: OFF (Roots of MA process too large)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.145321	0.040593	28.21475	0.0000
MA(1)	-1.303036	0.211507	-6.160720	0.0000
R-squared	0.503561	Mean dependent var		3.454348
Adjusted R-squared	0.492278	S.D. dependent var		5.129423
S.E. of regression	3.654950	Akaike info criterion		5.472547
Sum squared resid	587.7811	Schwarz criterion		5.552053
Log likelihood	-123.8686	Hannan-Quinn criter.		5.502330

Por fim, testou-se para a presença de quebra estrutural nos anos indicados anteriormente.

⁴ u_t será ruído branco se a média for igual a zero, a variância constante e o erro não for correlacionado com as demais variáveis do modelo.

⁵ O teste de White também indica ausência de heterocedasticidade a 10% de significância e pode ser visto nos anexos.

Justifica-se a escolha desses anos, pois, de acordo com Perron (1989), o ano da Grande Depressão (1929) representa ponto de quebra estrutural para boa parte das séries macroeconômicas testadas pelo autor. Sendo assim, e de acordo com a hipótese desenvolvida nesse trabalho, faz sentido pensarmos que o ano da crise internacional poderá ter tido impacto sobre o crescimento do PIB industrial brasileiro. Além disso, testou-se também para o ano de 1930, 1931 e 1932⁶, pois correspondem a momentos destacados pela historiografia brasileira como sequências da Revolução de 1930.

Tabela 5 – Testes de Quebra Estrutural de Chow

Chow Breakpoint Test: 1929

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 1902 1947

Wald Statistic	3.750725	Prob. Chi-Square(2)	0.1533
----------------	----------	---------------------	--------

Chow Breakpoint Test: 1930

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 1902 1947

Wald Statistic

Chow Breakpoint Test: 1931

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 1902 1947

Wald Statistic	5.374897	Prob. Chi-Square(2)	0.0681
----------------	----------	---------------------	--------

Chow Breakpoint Test: 1932

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 1902 1947

Wald Statistic	5.666812	Prob. Chi-Square(2)	0.0588
----------------	----------	---------------------	--------

Chow Breakpoint Test: 1932

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 1902 1947

⁶ O ano de 1932 corresponde ao momento em que a Revolução Constitucionalista ocorrida no estado de São Paulo e que visava a restauração constitucional no país e o fim do governo provisório iniciado em 1930.

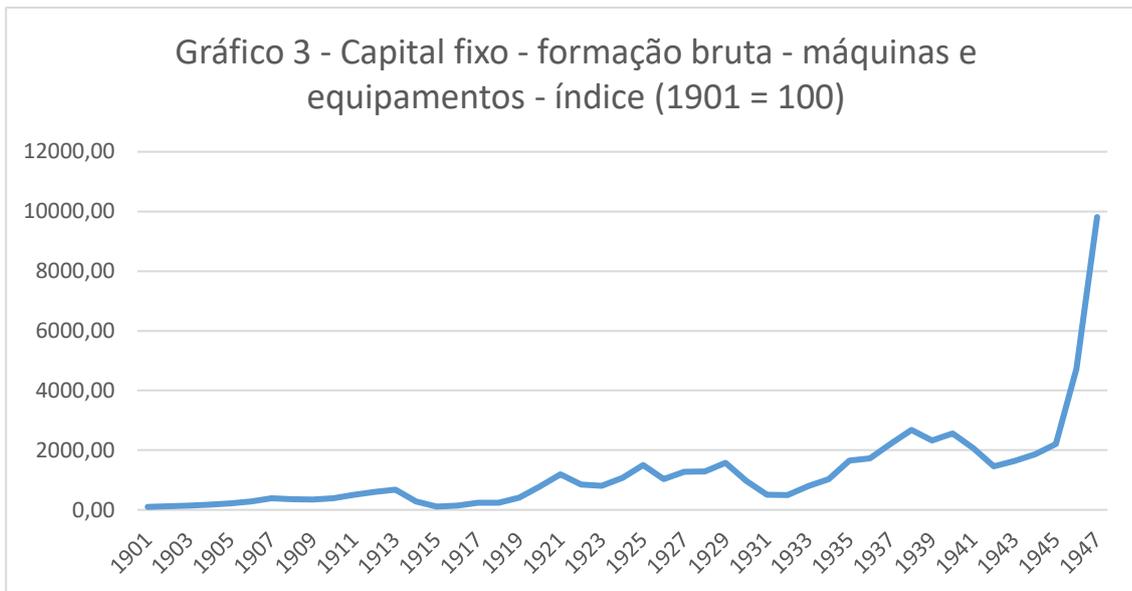
Wald Statistic	5.507184	Prob. Chi-Square(2)	0.0637
----------------	----------	---------------------	--------

Objeto da investigação nesse trabalho, a hipótese de quebra estrutural no índice do PIB industrial brasileiro não se verificou em nenhum dos anos testados, visto que a prob. Chi-Quadrado em todos os testes se mostrou não-significativa. A questão, portanto, sugeriria que as evidências não sustentam teorias que tomam como premissa a existência de deslocamento do centro dinâmico da economia brasileira nos anos 1930. Entretanto, é preciso realizar algumas considerações a respeito, tais como a possibilidade de quebras estruturais em outros anos da década de 1930, a natureza endógena de um possível choque sobre a produção industrial brasileira e o tempo de resposta que algum choque poderia ter tido sobre as variáveis econômicas do país. Essas questões serão discutidas na próxima seção.

5. INTERPRETAÇÃO ECONÔMICA

Em termos gerais, as evidências empíricas aqui apresentadas se dirigem especialmente à interpretação estruturalista da industrialização brasileira. Nessa visão, o choque adverso da crise de 1929 teria impactado favoravelmente à afirmação das indústrias de bens de consumo tradicionais já existentes no país, pois teria sido um meio pelo qual a gestação prévia da acumulação de tipo industrial encontrou forma de se expandir, ainda que a dualidade típica entre os setores moderno e atrasado permanecesse.

A ausência de evidência quanto a quebra estrutural entre 1929 e 1931 lança dúvidas a respeito da hipótese de deslocamento do centro dinâmico da economia brasileira e por isso foram realizados testes para os demais anos da década de 1930. Em especial, o índice da formação bruta de capital fixo em máquinas e equipamentos parece sofrer uma queda significativa imediatamente após 1929, como mostra o gráfico abaixo.



Fonte: Ipeadata. Elaborada pelo autor.

Como indica Versiani & Versiani (1978), esse resultado indica que as medidas de política econômica tomadas frente a crise de 1929 não indicam aumento da capacidade produtiva, dado que essa variável apresenta forte variação a partir de 1945 e sugere que a Guerra Mundial poderia ter tido algum impacto nesse sentido. Sendo assim, o surto de crescimento industrial após a Revolução de 1930 parece de fato estar mais condicionado à utilização de capacidade produtiva preexistente na economia brasileira.

Analisar a existência de quebra estrutural do PIB industrial é uma medida interessante para se avaliar os significados dos eventos políticos e econômicos ocorridos a partir de então no Brasil. Afinal, se a ascensão de Vargas ao poder representa uma ruptura política com os interesses do setor atrasado (basicamente rural), é de se esperar que haja algum impacto na produção industrial do país (setor moderno). A tabela 6 mostra um teste de quebra estrutural para os demais anos da década de 1930 e indica presença de quebra estrutural no ano de 1935, cuja prob. Chi-Quadrado é menor do que 0,05 e nos permite não aceitar a hipótese nula.

Tabela 6 – Teste de Quebra Estrutural de Chow

Chow Breakpoint Test: 1935

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 1902 1947

Wald Statistic	6.983142	Prob. Chi-Square(2)	0.0305
----------------	----------	---------------------	--------

O ponto de quebra estrutural identificado no ano de 1935 sugere que as medidas implementadas a partir de 1930 como resposta ao choque adverso (Grande Depressão de 1929), assim como a dinâmica da correlação de forças políticas internas e sua ruptura constitucional apresentam certo tempo de resposta para se efetivarem sobre a produção industrial do país àquela época. Como discutido na seção 2 deste artigo, a performance econômica dos países é historicamente determinada pela dinâmica das instituições, aspectos que se complementam com a evidência encontrada nesse trabalho. Isso significa que as mudanças implementadas a partir de 1930 não necessariamente iriam se efetivar no mesmo ano, embora possam indicar um novo padrão da dinâmica industrial brasileira.

O conceito de *reconstitutive downward causation* discutido anteriormente sublinha que o processo de transformação de um arranjo institucional não é algo que ocorra apenas pela mera adoção de novas regras e leis, essas precisam encontrar aderência nos hábitos de pensamento e comportamento compartilhados socialmente. De tal maneira que a alteração do ambiente econômico e institucional propiciado pela crise de 1929 e pelas políticas “keynesianas antes de Keynes” adotadas por Vargas não tiveram um efeito imediato por precisarem de tempo para afetarem os hábitos compartilhados na sociedade brasileira.

Destarte, pode-se identificar três aspectos que afetaram o arranjo institucional brasileiro e possibilitaram essa quebra estrutural:

- i) a crise de 1929 e seus efeitos no preço do café – tema discutido na obra clássica de Celso Furtado;
- ii) as políticas econômicas e criação e modificação de regras e leis por Vargas nos anos 1930;
- iii) e uma base habitual industrializante e burguesa ligada tanto a partir da entrada de imigrantes no país quanto pela adoção de práticas de produção mais modernas pelos latifundiários brasileiros.

O primeiro aspecto não será aqui discutido por já ter sido abordado na introdução deste artigo e ser a reconhecida e amplamente discutida tese de Furtado em *Formação Econômica do Brasil*, apresentada nos capítulos 30 a 32 dessa obra. Logo, discorrer-se-á sobre os outros dois aspectos.

No tocante às mudanças institucionais promovidas por Vargas, Fonseca (2003, p. 135) argumenta favoravelmente a essa hipótese a partir do estudo da política econômica relacionada à intencionalidade industrializante da gestão Vargas no país⁷. Em suas palavras,

pode-se demonstrar que as instituições criadas e/ou modificadas na década de 1930 pelo governo brasileiro evidenciam sua opção industrializante, pois representam mecanismos, regras, arenas e espaços para, dentro do aparelho estatal e sob sua influência, reorientar a economia, definindo uma nova relação estado/empresariado/mercado/trabalhador.

Entre as mudanças institucionais elencadas pelo autor, destacam-se o Decreto 19739, de 1931, o qual “proibia a importação de máquinas e equipamentos para certos segmentos da indústria” (FONSECA, 2003, p. 141); além disso, a Reforma Tributária de 1934 revela também o caráter protecionista à indústria nacional e o Tratado de Comércio com os EUA em 1935 que revela a intenção governamental de romper com o antigo papel de importador de bens de capital e insumos por meio da redução de 20% a 60% desses bens na pauta importadora do Brasil em relação aos EUA; por fim, há a evidência também nos discursos de Vargas sobre a necessidade de protecionismo sobre a indústria brasileira nascente (FONSECA, 2003, p. 142-143).

A respeito do terceiro aspecto, Fonseca (2003) afirma que a industrialização passa a ser entendida como um sinônimo para o desenvolvimento. Por conseguinte, essa noção estimulou o surgimento de novas crenças, valores, símbolos e padrões de comportamento. Em outras palavras, o estabelecimento de uma base habitual que sustentasse institucionalmente, a partir dos hábitos compartilhados socialmente, o processo de industrialização.

Segundo Lopes (2014; p.105), o surgimento dessas novas crenças e do novo modelo ideológico pró-industrialização “não poderiam surgir sem a existência de conflitos e contradições de um passado agrário e semi-colonial com a “moderna” mentalidade de mercado que estaria por se formar a partir do crescimento do mercado interno”. Conforme esse autor, essa mudança de mentalidade durante o período em favor da industrialização possuiria três pilares:

- i) *a entrada de imigrantes europeus na região do estado de São Paulo*, os quais traziam consigo um viés industrial e, muitas vezes, algum capital próprio que serviu de base para investimentos produtivos, como atestam Warren Dean (1971), de Florestan Fernandes (1981) e de Bresser-Pereira (1994);

⁷ Destaca-se, por exemplo o crescimento anual de 11,2% do produto industrial entre 1933 e 1939 (VILLELA & SUZIGAN, 1973, p. 211-212).

- ii) *a adoção de práticas mais “modernas” de produção pela classe latifundiária.* Consoante Dean (1971), os novos industriais – particularmente os europeus – representavam uma ameaça aos interesses econômicos e ao poder político (representativo junto ao Estado) dos latifundiários tradicionais. Temia-se que a consolidação industrial provocasse um deslocamento de capitais e de trabalhadores para esse setor, em detrimento do agroexportador (LOPES, 2014). Assim sendo, Lopes (2014) observa que embora a mudança de mentalidade fosse incômoda, muitos fazendeiros compreenderam que se inserir na nova forma de produção seria a única maneira de prosperar, à medida que essa já se sobrepunha ao retrógrado setor cafeeiro⁸;
- iii) *o discurso de Vargas pró-desenvolvimento via industrialização,* havia um engajamento e uma intencionalidade desse presidente em enfatizar a priorização do desenvolvimento industrial, mesmo sem abandonar o setor primário – aspecto destacado por Fonseca (2003).

Destarte, observa-se que a conjuntura econômica de restrição externa causada pela crise de 1929 e as políticas implementadas por Vargas para estimularem a indústria nascente têm um efeito irruptivo à medida em que eles estavam assentados em uma base habitual – uma mentalidade pró-indústria – que vinha se estabelecendo no país desde o final do século XIX com a entrada dos imigrantes europeus e com a transmutação dos senhores do café em empresários industriais. Mudanças que eram reforçadas pelo discurso do próprio governo de Vargas. A partir da noção de *reconstitutive downward causation*, pode-se sugerir que esses elementos possibilitaram que as alterações no regramento formal tivessem aderência nos hábitos de pensamento e comportamento compartilhados socialmente.

Esse processo, por sua vez, não se dá de forma instantânea, necessitando algum tempo de acomodação. A partir disso, entende-se que a quebra-estrutural, encontrada pelo modelo econométrico aplicado nesse artigo, deu-se somente em 1935 em razão desse tempo de acomodação para que as políticas econômicas e o novo regramento pró-indústria aderissem nos hábitos de pensamento e comportamento dos indivíduos.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

⁸ Segundo Florestan Fernandes (1981), se por um lado o imigrante introduziu uma forma de ser, de pensar e de agir na qual o cálculo econômico e racionalidade se sobressaíam, enquanto o fazendeiro de café sofreu transformações de personalidade, mentalidade e comportamento prático tão profundas e radicais que ele se converteu de coronel a homem de negócios.

Um teste de quebra estrutural para a indústria brasileira para testarmos a hipótese de deslocamento do centro dinâmico na década de 1930 constatou que os anos imediatamente após a Grande Depressão e a Revolução de 1930 não indicam presença de mudança de nível para o índice do PIB industrial no país. Entretanto, para o ano de 1935 é possível encontrarmos resultado favorável à hipótese levantada.

Entende-se que avaliar a tese furtadiana não se resume a uma análise quantitativa, pois a dinâmica das economias reflete a interação de aspectos políticos e econômicos, os quais não necessariamente respondem imediatamente às mudanças. Sendo assim, a ausência de quebra estrutural para os anos de 1929 a 1931 pode ser vista como de acordo a proposição de que a década de 1930 representa um ponto de inflexão no desenvolvimento econômico do Brasil. Nesse sentido, destaca-se a Constituição promulgada no ano de 1934 que sinaliza a legitimação política da correlação de forças que assumiu o poder a partir da ruptura com a República Velha marcada pela ascensão de Vargas. Se, por um lado, tal ruptura não se caracteriza como superação do sentido da colonização, não se sustenta afirmar que esse período apresenta ausência de transformações estruturais na economia e sociedade brasileira. Estas podem ser vistas a partir da intencionalidade industrializante do governo Vargas e do arranjo político que a sustentou ao longo da década.

É preciso, no entanto, destacar que o exercício econométrico proposto é simplificado e quaisquer conclusões além do que foi indicado precisam ser feitas sob maiores evidências empíricas. Como sugestão para futuros trabalhos, indica-se a possibilidade de utilização de outros testes de quebra estrutural e uma modelagem mais robusta para avaliar o PIB industrial no período a partir da inclusão de uma periodicidade maior e de variáveis que captem as demais influências sobre o PIB, tais como o investimento externo direto e as taxas de lucro em segmentos industriais. Mais do que isso, e como hipótese mais avançada, a proposição aqui feita poderia ser testada para demais países latino-americanos a fim de avaliar os impactos do choque adverso de 1929 sobre a dinâmica de suas economias.

REFERÊNCIAS

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. **Empresários, suas origens, e as interpretações do Brasil**. 1994.

Disponível em

<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/1987/TD31.pdf;jsessionid=57B3820B31BDC3967C703299EE58AE3C?sequence=1>. Acesso em 20 de fevereiro de 2019.

DEAN, Warren. **A Industrialização de São Paulo (1980-1945)**. São Paulo: Difusão Européia do Livro e Editora Universidade de São Paulo, 1971.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. Ed. Wiley, 4ª edição, 2014.

- FERNANDES, Florestan. *A revolução burguesa no Brasil*. 3ª ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1981.
- FONSECA, Pedro Cezar Dutra. Sobre a intencionalidade da política industrializante no Brasil na década de 1930. *Revista de Economia Política*, vol. 23, n. 1, jan-mar/2003.
- FURTADO, Celso. *Formação econômica do Brasil*. Ed. Companhia das Letras, edição comemorativa de 50 anos, São Paulo, 2009.
- HADDAD, Claudio Luiz da Silva. *Crescimento do produto real no Brasil, 1900-1947*. FGV-RJ, 1978.
- HODGSON, Geoffrey. *From Pleasure Machines to Moral Communities: An Evolutionary Economics without Homo economicus*. Chicago: The University of Chicago Press, 2013.
- HODGSON, Geoffrey. *Conceptualizing Capitalism: Institutions, Evolution, Future*. Chicago: University of Chicago Press, 2015.
- HODGSON, Geoffrey. The Approach of Institutional Economics. *Journal of Economic Literature*, vol. 36, p. 166-192, Mar., 1998.
- HODGSON, Geoffrey. What are Institutions? *Journal of Economic Issues*, vol. XL, nº 1, pp. 1-25., Mar., 2006
- IPEADATA. <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acessado em set/2015.
- LOPES, Herton Castioglioni. A industrialização do Brasil nos anos 1930: uma interpretação institucionalista. *Revista de Economia Política e História Econômica*. Ano 10, n.32, agosto de 2014. pp. 82-115
- NELSON, Charles; PLOSSER, Charles. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, 1982.
- NORTH, Douglass. Economic performance through time. *American Economic Review*, vol. 84, n. 3, 1994.
- PELÁEZ, Carlos Manuel. *História da industrialização brasileira*. APEC, Rio de Janeiro, 1972.
- PERRON, Pierre. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, vol. 57, n. 6, 1989.
- PRADO JR., Caio. *História econômica do Brasil*. Ed. Brasiliense, São Paulo, 2004.
- VEBLÉN, Thorstein Bunde. *A Teoria da Classe Ociosa: um estudo econômico das instituições*. São Paulo: Livraria Pioneira, 1965. (Coleção Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais).

VERSIANI, Flávio Rabelo; VERSIANI, Maria Teresa R. O. A industrialização brasileira antes de 1930: uma contribuição. In: VERSIANI, Flávio Rabelo; BARROS, José Roberto Mendonça de. *Formação econômica do Brasil: a experiência da industrialização*. Ed. Saraiva, 1978.

VILLELA, Anibal; SUZIGAN, Wilson. *Política do governo e crescimento da economia brasileira*. IPEA/INPES, Rio de Janeiro, 1973.

ZIVOT, Eric; ANDREWS, Donald. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 10, n. 3, 1992.

ZYSMAN, John. How Institutions Create Historically Rooted Trajectories of Growth. *Industrial and Corporate Change*, v.3, n.1, pp.243-283, 1994.

ANEXOS

Tabela 6 – Teste de White do modelo ARIMA(1,1,1)

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.837999	Prob. F(1,44)	0.3650
Obs*R-squared	0.859717	Prob. Chi-Square(1)	0.3538
Scaled explained SS	3.176860	Prob. Chi-Square(1)	0.0747

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Sample: 1902 1947
 Included observations: 46

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.77080	11.64565	1.955305	0.0569
GRADF_01^2	0.097775	0.106808	0.915423	0.3650

R-squared	0.018689	Mean dependent var	26.39234
Adjusted R-squared	-0.003613	S.D. dependent var	74.15362
S.E. of regression	74.28746	Akaike info criterion	11.49627
Sum squared resid	242819.6	Schwarz criterion	11.57577
Log likelihood	-262.4141	Hannan-Quinn criter.	11.52605
F-statistic	0.837999	Durbin-Watson stat	2.156536
Prob(F-statistic)	0.364960		

Dependent Variable: DIF_PIB_IND

Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1902 1947
Included observations: 46 after adjustments
Convergence achieved after 2 iterations

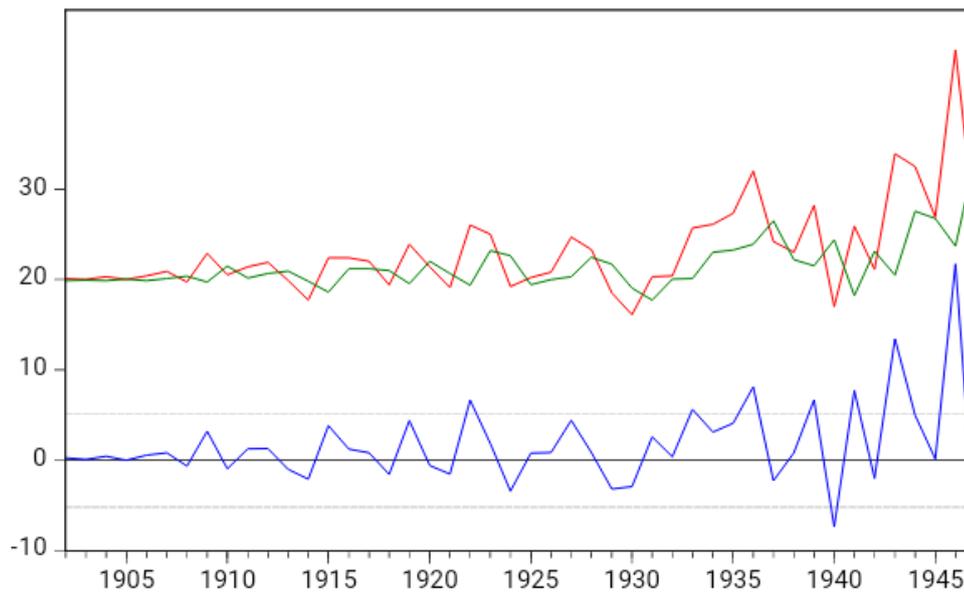
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.551831	0.125835	4.385367	0.0001
R-squared	-0.025383	Mean dependent var		3.454348
Adjusted R-squared	-0.025383	S.D. dependent var		5.129423
S.E. of regression	5.194116	Akaike info criterion		6.154429
Sum squared resid	1214.048	Schwarz criterion		6.194182
Log likelihood	-140.5519	Hannan-Quinn criter.		6.169321
Durbin-Watson stat	2.323193			
Inverted AR Roots	.55			

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.617612	Prob. F(1,44)	0.2101
Obs*R-squared	1.631172	Prob. Chi-Square(1)	0.2015
Scaled explained SS	6.027575	Prob. Chi-Square(1)	0.0141

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Sample: 1902 1947
Included observations: 46

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.31186	12.99589	1.332103	0.1897
GRADF_01	2.715879	2.135370	1.271854	0.2101
R-squared	0.035460	Mean dependent var		26.39234
Adjusted R-squared	0.013539	S.D. dependent var		74.15362
S.E. of regression	73.64993	Akaike info criterion		11.47903
Sum squared resid	238669.8	Schwarz criterion		11.55853
Log likelihood	-262.0177	Hannan-Quinn criter.		11.50881
F-statistic	1.617612	Durbin-Watson stat		2.257628
Prob(F-statistic)	0.210106			



Dependent Variable: DIF_PIB_IND
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1903 1947
 Included observations: 45 after adjustments
 Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(2)	0.831549	0.148423	5.602555	0.0000
R-squared	0.138926	Mean dependent var		3.522222
Adjusted R-squared	0.138926	S.D. dependent var		5.166452
S.E. of regression	4.794160	Akaike info criterion		5.994646
Sum squared resid	1011.295	Schwarz criterion		6.034794
Log likelihood	-133.8795	Hannan-Quinn criter.		6.009613
Durbin-Watson stat	1.891606			
Inverted AR Roots	.91	-.91		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

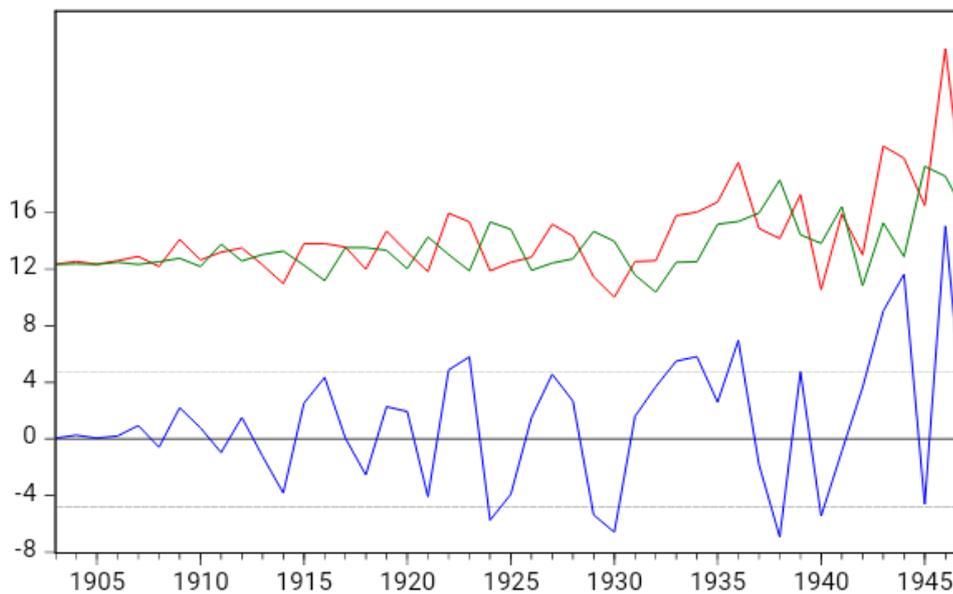
F-statistic	9.148031	Prob. F(1,43)	0.0042
-------------	----------	---------------	--------

Obs*R-squared	7.894093	Prob. Chi-Square(1)	0.0050
Scaled explained SS	11.61218	Prob. Chi-Square(1)	0.0007

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Sample: 1903 1947
 Included observations: 45

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.36992	6.768739	1.532031	0.1328
GRADF_01	4.251743	1.405734	3.024571	0.0042

R-squared	0.175424	Mean dependent var	22.47322
Adjusted R-squared	0.156248	S.D. dependent var	39.86812
S.E. of regression	36.62125	Akaike info criterion	10.08256
Sum squared resid	57667.99	Schwarz criterion	10.16286
Log likelihood	-224.8576	Hannan-Quinn criter.	10.11249
F-statistic	9.148031	Durbin-Watson stat	2.437928
Prob(F-statistic)	0.004190		



Dependent Variable: DIF_PIB_IND
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1903 1947
 Included observations: 45 after adjustments
 Convergence achieved after 11 iterations
 MA Backcast: 1901 1902

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

AR(2)	0.838301	0.205266	4.083979	0.0002
MA(2)	-0.011024	0.235921	-0.046728	0.9629
<hr/>				
R-squared	0.138958	Mean dependent var	3.522222	
Adjusted R-squared	0.118934	S.D. dependent var	5.166452	
S.E. of regression	4.849495	Akaike info criterion	6.039053	
Sum squared resid	1011.257	Schwarz criterion	6.119349	
Log likelihood	-133.8787	Hannan-Quinn criter.	6.068986	
Durbin-Watson stat	1.895820			
<hr/>				
Inverted AR Roots	.92	-.92		
Inverted MA Roots	.10	-.10		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	5.677022	Prob. F(2,42)	0.0066
Obs*R-squared	9.576256	Prob. Chi-Square(2)	0.0083
Scaled explained SS	13.57606	Prob. Chi-Square(2)	0.0011

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Sample: 1903 1947
 Included observations: 45

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.02299	7.229196	1.939772	0.0591
GRADF_01	2.136984	2.027731	1.053879	0.2980
GRADF_02	2.771230	1.937997	1.429946	0.1601
<hr/>				
R-squared	0.212806	Mean dependent var	22.47238	
Adjusted R-squared	0.175320	S.D. dependent var	40.04765	
S.E. of regression	36.36802	Akaike info criterion	10.08960	
Sum squared resid	55550.59	Schwarz criterion	10.21004	
Log likelihood	-224.0159	Hannan-Quinn criter.	10.13450	
F-statistic	5.677022	Durbin-Watson stat	2.244569	
Prob(F-statistic)	0.006572			

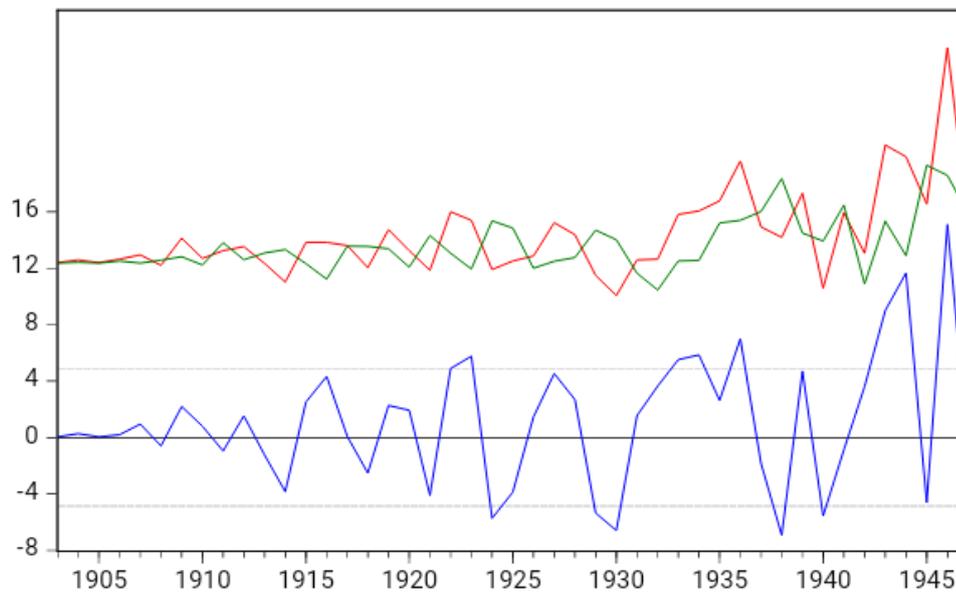
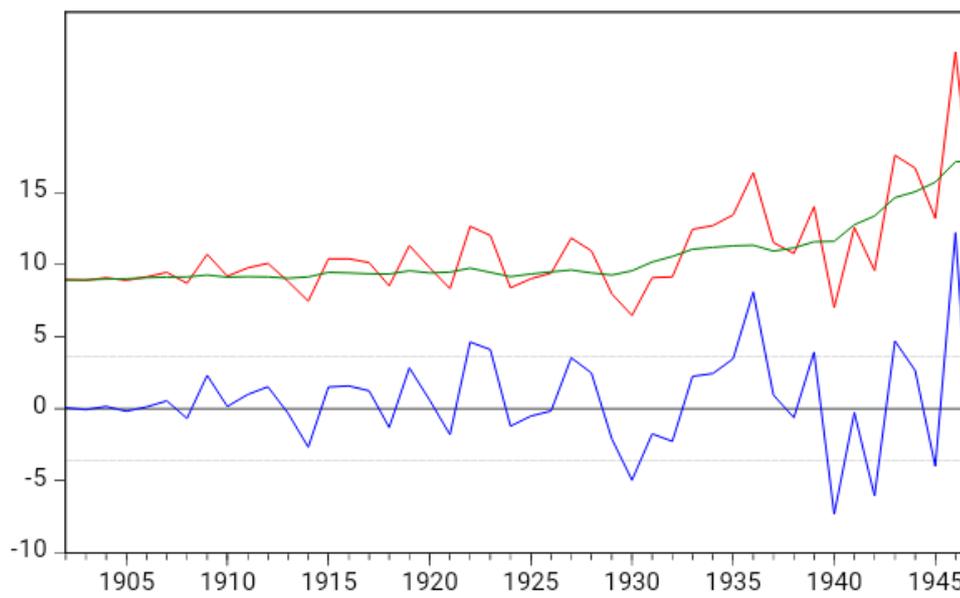


Gráfico 7 – Resíduos do modelo ARIMA(1,1,1)



Sample: 1902 1947
 Included observations: 46
 Q-statistic
 probabilities adjusted
 for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. **	. **	1	0.297	0.297	4.3416	
. .	. *	2	0.024	-0.071	4.3699	
. *	. *	3	0.105	0.131	4.9397	0.026
. **	. *	4	0.239	0.189	7.9473	0.019
. .	. *	5	0.013	-0.125	7.9562	0.047
. **	. ***	6	0.281	0.382	12.327	0.015
. *	. *	7	0.143	-0.144	13.481	0.019
. .	. .	8	-0.014	-0.029	13.493	0.036
. .	. .	9	-0.026	0.025	13.532	0.060
. **	. *	10	0.254	0.119	17.489	0.025
. *	. .	11	0.093	0.018	18.038	0.035
. .	. *	12	0.002	-0.088	18.038	0.054
. .	. .	13	0.019	0.029	18.061	0.080
. .	. *	14	-0.014	-0.143	18.075	0.113
. .	. *	15	-0.050	0.082	18.256	0.148
. .	. *	16	0.034	-0.100	18.342	0.192
. .	. .	17	0.010	-0.028	18.350	0.245
. .	. *	18	-0.026	0.082	18.402	0.301
. .	. .	19	-0.018	-0.061	18.428	0.362
. .	. .	20	-0.050	-0.028	18.640	0.414