

Estudo Especial nº 16
1º DE NOVEMBRO DE 2021

A elasticidade da receita em relação ao PIB

Alessandro Casalecchi
Rafael Bacciotti

SENADO FEDERAL

Presidente do Senado Federal

Senador Rodrigo Pacheco (PSD-MG)

INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE

Diretor-Executivo

Felipe Scudeler Salto

Diretores

Daniel Veloso Couri

Vilma da Conceição Pinto

Analistas

Alessandro Ribeiro de Carvalho Casalecchi

Alexandre Augusto Seijas de Andrade

Pedro Henrique Oliveira de Souza

Rafael da Rocha Mendonça Bacciotti

Assessora de Comunicação

Carla Cristina Osório Caldas

Estagiários

Maria Vitória da Silva

Vinícius Quintanilha Nunes

Layout do relatório

COMAP/SECOM e SEFPRO/SEGRAF

A elasticidade da receita em relação ao PIB

Alessandro Casalecchi e Rafael Bacciotti¹

RESUMO

A variação da receita pública em resposta a variações do PIB é um dos parâmetros relevantes para a elaboração dos cenários macrofiscais da Instituição Fiscal Independente (IFI) do Senado Federal, regularmente publicados nos seus Relatórios de Acompanhamento Fiscal (RAF). Este breve trabalho atualiza as estimativas da IFI utilizadas em tais cenários. Diferentemente da Nota Técnica N° 19, de 2018, aqui estimamos elasticidades distintas entre períodos de hiato negativo e hiato positivo do PIB¹. Os resultados indicam que a elasticidade de longo prazo da receita total é menor do que a unidade em ambos os hiatos, enquanto a elasticidade de curto prazo mostrou-se maior do que um em ambos os hiatos. Assim, para cada 1% de crescimento do PIB, a receita total tende a crescer mais do que 1% no curto prazo, mas menos do que 1% no longo prazo, independentemente do hiato da economia.

Sumário

I – Introdução.....	4
II – O problema de estimação da elasticidade.....	4
II.1 – Elasticidades de longo prazo e de curto prazo.....	5
II.2 – Elasticidades para hiato positivo e negativo.....	7
III – Metodologias e resultados.....	8
III.1 – Método de cointegração (elasticidade de longo prazo).....	8
III.2 – Método de correção de erros (elasticidade de curto prazo).....	10
III.3 – Coeficientes variantes (elasticidade de curto prazo).....	12
IV – Conclusão	14
Referências.....	15

¹ Analistas da IFI.

¹ O hiato do produto é a diferença entre o PIB observado e o PIB potencial, estimado, no caso da IFI, por meio de uma função de produção.

I – Introdução

A elasticidade da receita em relação ao PIB é definida como a **variação percentual da receita pública em resposta a uma variação de 1% no Produto Interno Bruto (PIB)**. Nesse cálculo, deve-se desconsiderar a parcela da variação na receita decorrente de mudanças legais. Assim, a elasticidade mede apenas a parte da variação da receita que pode ser atribuída exclusivamente ao crescimento (ou contração) do PIB, e não toda e qualquer variação da receita. Na literatura de assuntos tributários, também existe outra medida de resposta da receita ao PIB, denominada *tax buoyancy*. Tal medida, que não será tratada neste trabalho, diferencia-se da elasticidade exatamente porque leva em conta o efeito de mudanças legais sobre as receitas (por exemplo, a elevação da alíquota de determinado tributo).

Este estudo atualiza a estimativa de elasticidade da IFI. As primeiras estimativas foram publicadas em 2018, na Nota Técnica (NT) Nº 19.² Na ocasião, foi estimada uma elasticidade de longo prazo menor do que a unidade, ainda que muito próxima de um. Desta vez, a estimativa se torna mais flexível, diferenciando períodos de hiato positivo e negativo do PIB. Os novos resultados indicam que elasticidades de longo prazo (válidas para análises que abrangem intervalos de anos, como será explicado adiante) são menores do que a unidade para medidas agregadas de receita, como receita total e receita líquida, por exemplo. As elasticidades de curto prazo (válidas para análises que abrangem o intervalo de apenas alguns trimestres), ao contrário, mostraram-se maiores do que um para estas medidas, com exceção da receita líquida, cuja elasticidade de curto prazo também é inferior à unidade.

Conforme a Resolução nº 42, de 2016, do Senado Federal, uma das atribuições da IFI é “divulgar suas estimativas de parâmetros e variáveis relevantes para a construção de cenários fiscais e orçamentários” (art. 1º, inciso I). Os parâmetros aqui estimados serão utilizados na elaboração dos próximos cenários macrofiscais, regularmente publicados pela IFI nos Relatórios de Acompanhamento Fiscal (RAF).

Vale dizer que, atualmente, as projeções para a receita pública federal apresentadas nos RAFs seguem uma elasticidade igual à unidade. A partir do presente estudo, teremos maior sensibilidade para calibrar as projeções da IFI. O trabalho também é oportuno para ajudar a qualificar o debate sobre a recuperação da arrecadação neste momento pós-recessão.

II – O problema de estimação da elasticidade

Em princípio, pareceria razoável supor que a elasticidade da receita em relação ao PIB é sempre igual à unidade, dado que a receita pública primária é composta, principalmente, de tributos que incidem sobre o fluxo de produção de bens e serviços da economia. Como ilustração, imaginemos, de maneira simplificada, que a receita no trimestre t (denotada por R_t) seja igual a uma proporção p do PIB do mesmo trimestre. Neste caso hipotético, seria verdade que $R_t = p \cdot PIB_t$, e a variação percentual da receita entre os trimestres t e $t + 1$ seria igual a

$$\frac{R_{t+1} - R_t}{R_t} = \frac{p \cdot PIB_{t+1} - p \cdot PIB_t}{p \cdot PIB_t} = \frac{p}{p} \cdot \frac{PIB_{t+1} - PIB_t}{PIB_t} = \frac{PIB_{t+1} - PIB_t}{PIB_t}$$

ou seja, exatamente a mesma variação percentual do PIB, que, se crescesse 1%, levaria a um aumento de 1% na receita.

Entretanto, diversas características do sistema tributário e da economia podem levar a elasticidade a se distanciar da unidade a cada trimestre. Entre as características tributárias, temos o grau de progressividade e a sazonalidade do recolhimento de tributos. Entre as características da economia, temos a composição setorial (agricultura, indústria e

² Disponível em: https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/545264/NT_Elasticidade.pdf

serviços) e a composição das bases de incidência (renda do trabalho, transações financeiras, etc.). Dependendo destas características e de suas variações no tempo, a elasticidade se modificará a cada trimestre.³

Diante da incerteza sobre o valor que este parâmetro assume em cada instante, é usual os economistas recorrerem a técnicas estatísticas que produzam um valor único de referência, que possa ser usado como uma medida-resumo da elasticidade, para fins de projeção da arrecadação tributária (uma vez que se tenha projetado o PIB em uma etapa anterior). É este o exercício realizado no presente trabalho.

II.1 – Elasticidades de longo prazo e de curto prazo

Na subseção anterior, afirmamos que é usual a estimação de um valor de referência para a elasticidade. Pode-se dar mais um passo e estimar dois (ao invés de apenas um) valores de referência: as elasticidades de “longo prazo” e de “curto prazo”.

A elasticidade de **longo prazo** (que denotaremos por ELP) é um valor fixo em torno do qual a elasticidade observada na economia tende a variar no decorrer de períodos mais longos (alguns anos). A elasticidade de **curto prazo** (ECP), por sua vez, também é um valor fixo, mas mede a intensidade da variação da receita entre dois trimestres consecutivos. Assim, a ECP servirá de referência para a IFI projetar receitas no curto prazo, enquanto a ELP servirá de base para as projeções com horizontes mais distantes, como no intervalo que vai de 2023 a 2030.

Para fins de contextualização, o Gráfico 1 apresenta, para cada trimestre desde 1997, a razão entre a variação percentual da receita nominal e a variação percentual do PIB nominal, ou seja, a elasticidade observada. As séries históricas de receita utilizadas no Gráfico 1 (e nas estimações) passaram por um processo de remoção de atipicidades, de forma que representam medidas de *receitas recorrentes*.⁴ Uma das séries corresponde a uma parcela da receita da União repassada para entes subnacionais por meio de transferências intergovernamentais (transferências por repartição de receitas).

Em linha com a explicação da introdução, o Gráfico 1 evidencia que a elasticidade observada varia ao longo do tempo, obedecendo a uma nítida sazonalidade, que é atribuível, em grande medida, à agenda legal de recolhimento de tributos (fato que será levado em conta nas especificações dos modelos estimados). Ela tende a oscilar em torno de valores positivos entre zero e um, mas não a ponto de atingir a unidade de maneira persistente no tempo. Em outras palavras, nenhuma série histórica aparenta ter exatamente $ELP = 1$.

Outro fato aparente é que as séries de (i) receita total, (ii) receita administrada pela Secretaria Especial da Receita Federal do Brasil (RFB), (iii) transferências por repartição de receita e (iv) receita líquida sofreram queda e posterior elevação entre 2014 e 2019, aproximadamente, coincidindo com a recessão iniciada no segundo trimestre de 2014⁵ e o subsequente período de recuperação econômica.

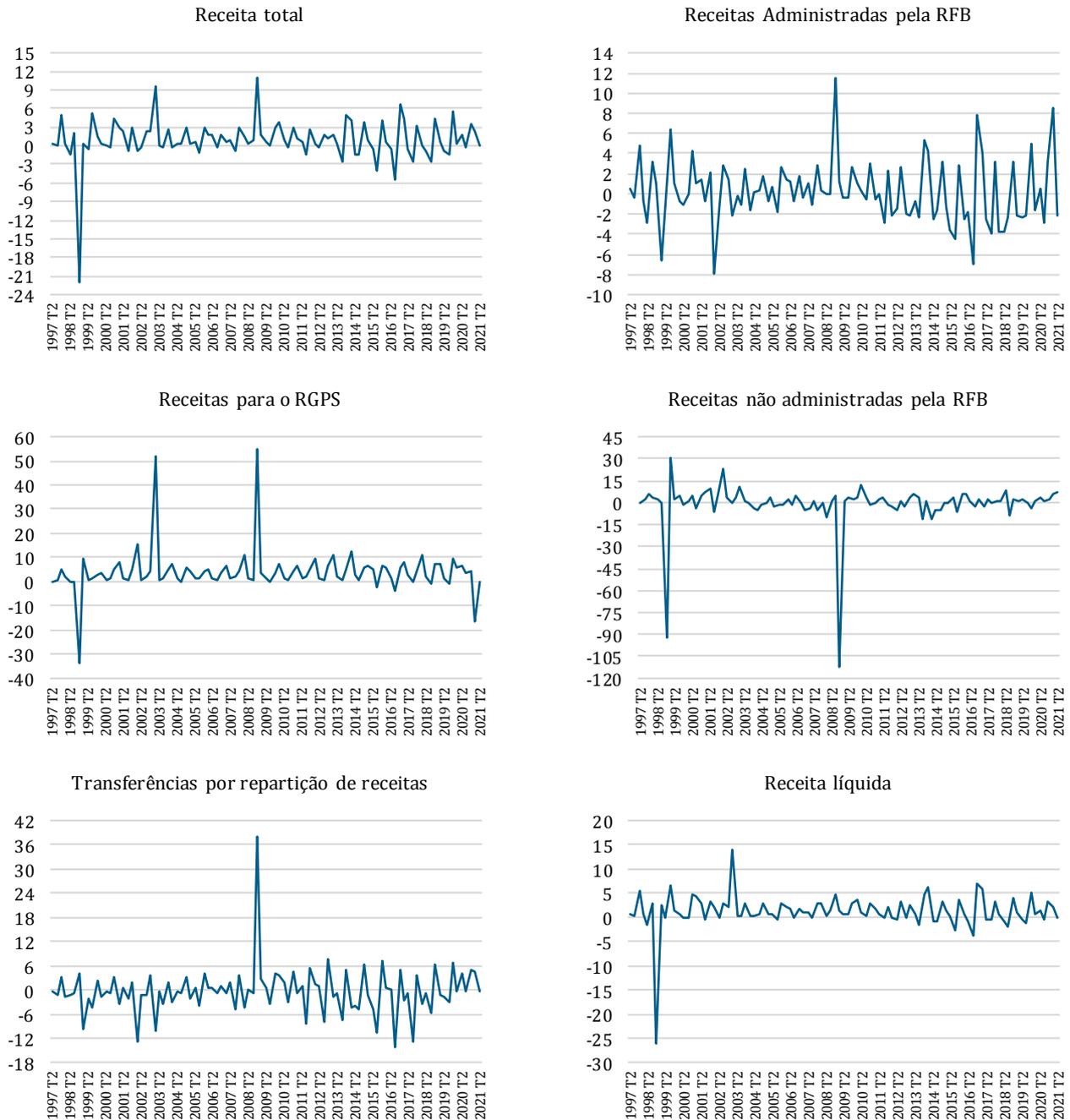
Finalmente, é possível notar valores extremos nas séries, nos quartos trimestres de 1998 e 2008, e no primeiro trimestre de 2003. Nestes trimestres, a variação percentual do PIB, em termos absolutos, foi muito inferior à usual, ficando próxima de zero. Como tal variação é o denominador no cálculo da elasticidade observada, a razão sofreu estas variações extremas. Estes pontos da amostra também serão considerados nas especificações dos modelos estimados.

³ Veja, por exemplo, Dudine e Jalles (2017) e Gobetti, Orair e Dutra (2018) para uma discussão sobre os fatores que podem influenciar medidas como a elasticidade e a *tax buoyancy*.

⁴ A IFI publicará estudo com detalhamento dos eventos não recorrentes ora considerados.

⁵ Conforme datação de recessões do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE-FGV/IBRE). Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/codace>

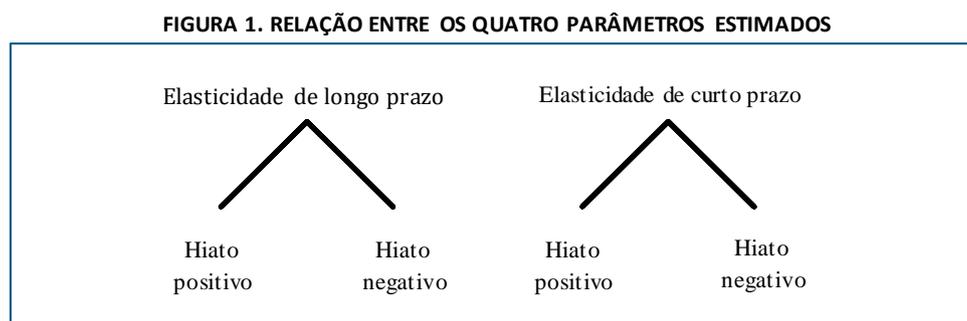
GRÁFICO 1. ELASTICIDADE OBSERVADA: RAZÃO ENTRE AS VARIAÇÕES PERCENTUAIS DA RECEITA RECORRENTE E DO PIB (DADOS NOMINAIS NÃO DESSAZONALIZADOS)



Fonte: Banco Central (PIB) e IFI (receitas recorrentes). Elaboração: IFI.

II.2 – Elasticidades para hiato positivo e negativo

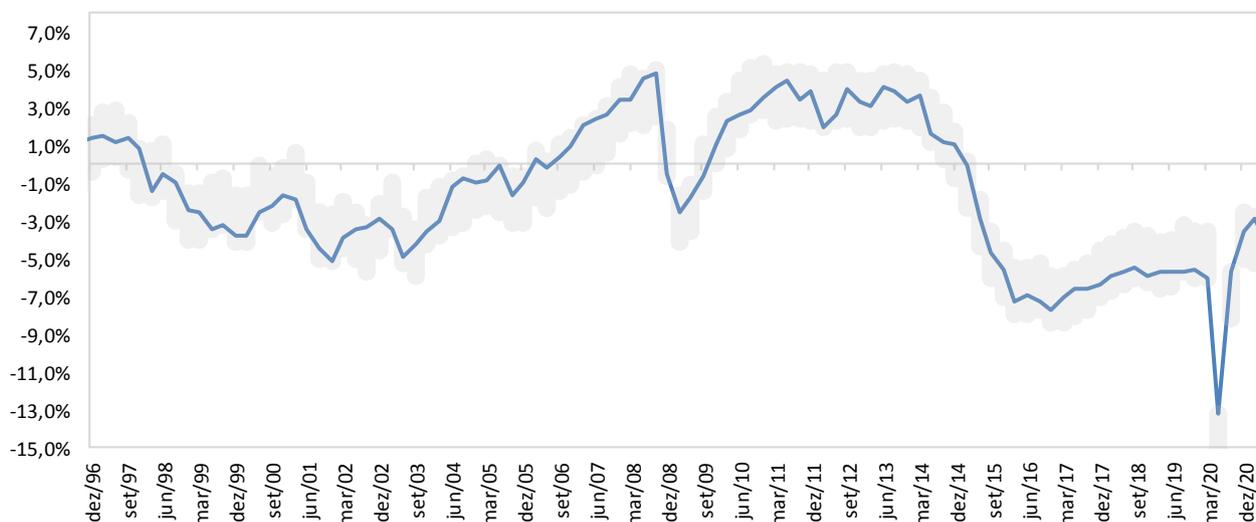
Além da distinção entre elasticidades de longo e curto prazos, pode-se fazer nova distinção: elasticidades que tendem a prevalecer em períodos de hiato negativo e de hiato positivo. A Figura 1 mostra a relação entre os parâmetros que estimaremos. Chegaremos, assim, a quatro elasticidades: ELP sob hiato positivo, ELP sob hiato negativo, ECP sob hiato positivo, e ECP sob hiato negativo.



Elaboração: IFI.

A variável de hiato utilizada para identificarmos os períodos de hiato positivo e negativo é calculada pela IFI. O Gráfico 2 apresenta o hiato (diferença entre PIB realizado e PIB potencial) como percentual do produto potencial, por trimestre. A série é atualizada regularmente pela Instituição, conforme metodologia do Estudo Especial Nº 4.⁶ Nota-se que o último trimestre em que o hiato do produto esteve positivo foi o primeiro trimestre de 2015.

GRÁFICO 2. HIATO DO PRODUTO (% DO PRODUTO POTENCIAL) E INTERVALO DE PLAUSIBILIDADE*



⁶ O estudo está disponível em: https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/536764/EE_04_2018.pdf

A série histórica está disponível em: <https://www12.senado.leg.br/ifi/dados/arquivos/estimativas-do-hiato-do-produto-ifi/view>

III – Metodologias e resultados

III.1 – Método de cointegração (elasticidade de longo prazo)

As elasticidades de longo prazo foram obtidas como parâmetros de cointegração, por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (MQOD), mais conhecido por seu nome em inglês *Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)*.⁷ O procedimento é usual na literatura, como em Koester e Priesmeier (2017).

O modelo estimado, a partir de dados com frequência trimestral (1997 T1 – 2021 T2)⁸, foi do tipo “log-log”, isto é, o logaritmo natural da variável dependente (receita) contra o logaritmo natural da variável explicativa (PIB)⁹, além de controles adicionais, como as *dummies* trimestrais em razão da sazonalidade das séries, e as *dummies* para controlar os valores extremos visíveis no Gráfico 1 (em 1998 T4, 2003 T1 e 2008 T4). É preciso cautela ao se adicionar controles, dado o pequeno tamanho da amostra e a consequente perda de graus de liberdade. Contudo, diante de eventos relevantes ocorridos no período, optamos por manter as diversas *dummies* e suas interações com o PIB.

O modelo (1), abaixo, foi estimado para cada receita, separadamente.

$$\begin{aligned} \log R_t = & \alpha_1 + \alpha_2 D_t^{2008} + \alpha_3 D_t^{hiato} + \alpha_4 D_t^{extremos} + \alpha_5 D_t^{covid} + \alpha_6 Q_t^2 + \alpha_7 Q_t^3 + \alpha_8 Q_t^4 \\ & \beta_1 \log PIB_t + \beta_2 (D_t^{2008} \cdot \log PIB_t) + \beta_3 (D_t^{hiato} \cdot \log PIB_t) + \beta_4 (D_t^{extremos} \cdot \log PIB_t) + \beta_5 (D_t^{covid} \cdot \log PIB_t) + \\ & \gamma_1 \Delta \log PIB_{t-1} + \gamma_2 \Delta \log PIB_{t+1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

onde R_t é a receita recorrente ou, em um dos casos, as transferências por repartição de receita; $D_t^{2008} = 1$ a partir de 2008 T4, e $D_t^{2008} = 0$ caso contrário; $D_t^{hiato} = 1$ em períodos de hiato positivo, e $D_t^{hiato} = 0$ sob hiato negativo; $D_t^{covid} = 1$ a partir de 2020 T1, e $D_t^{covid} = 0$ caso contrário; $D_t^{extremos} = 1$ em 1998 T4, 2003 T1 e 2008 T4, e $D_t^{extremos} = 0$ caso contrário; Q_t^2 , Q_t^3 e Q_t^4 são iguais a um em T2, T3 e T4, respectivamente, e zero caso contrário; $\Delta \log PIB_{t-1}$ e $\Delta \log PIB_{t+1}$ são controles adicionais necessários para a estimação da relação de cointegração pelo método DOLS (utilizamos um *lag* e um *lead*, como na NT 19¹⁰).

O papel da interação $\log PIB_t \cdot D_t^{hiato}$ em (1) é permitir ELPs diferentes para cada sinal do hiato. Dado que D_t^{hiato} foi definida como sendo igual a um quando o hiato é positivo, e igual a zero sob hiato negativo, a ELP no primeiro caso é dada por $\beta_1 + \beta_3$, enquanto o parâmetro β_1 tomado isoladamente é a ELP sob hiato negativo (supondo que as demais interações estejam iguais a zero).

⁷ Stock e Watson (1993). Em se tratando de uma análise de cointegração, foi preciso garantir que tanto as séries temporais de receita quanto de PIB fossem integradas de ordem 1. Para tanto, realizamos testes de raiz unitária de Zivot e Andrews nas variáveis em nível (para permitir eventual quebra estrutural) e, em seguida, testes de Dickey-Fuller aumentado nas variáveis em primeira diferença. Todas as receitas e o PIB se mostraram integrados de ordem 1. Outro conjunto necessário de testes, os de cointegração, foi realizado sobre os resíduos $\hat{\varepsilon}_t$ do DOLS da equação (1), verificando-se sua estacionariedade. Rejeitamos a presença de raiz unitária em ε_t para todas as receitas.

⁸ Utilizaremos a notação T1, T2, T3 e T4 para nos referir ao primeiro, segundo, terceiro e quarto trimestres, respectivamente.

⁹ Matematicamente, a diferença entre os logaritmos de uma série histórica, avaliados em dois instantes consecutivos, é uma aproximação da variação percentual entre estes instantes.

¹⁰ Na NT 19, utilizamos o critério de Akaike para a escolha da quantidade de *leads* e *lags*. Apesar de o modelo (1) ser diferente do estimado na NT 19, optamos por manter a mesma quantidade, inclusive para evitar maior perda de graus de liberdade, seja pelo maior número de controles, seja pela perda de observações no início e no final da amostra.

A Tabela 1 apresenta os resultados. Algumas receitas evidenciam o mesmo coeficiente nos dois casos. Isto ocorre porque tratamos coeficientes sem significância estatística¹¹ como iguais a zero. Assim, quando β_3 se mostrou não significativo, consideramos que a elasticidade é a mesma sob os dois sinais do hiato.

Os resultados indicam que, do ponto de vista qualitativo: (i) a ELP é menor do que a unidade para as receitas mais agregadas, como a receita total e a receita líquida, e (ii) quando há diferença entre sinais do hiato – receitas total, administrada pela RFB e líquida –, a ELP é maior em períodos de hiato **positivo** do que em períodos de hiato **negativo**. Assim, por exemplo, para cada 1% de crescimento (contração) do PIB, a receita total tende a crescer (diminuir) 0,92% quando o hiato é negativo, e 0,98% em períodos de hiato positivo.

TABELA 1. ELASTICIDADES DE LONGO PRAZO

Receita	Hiato positivo	Hiato negativo
Receita Total	0,98	0,92
Receitas Administradas pela RFB	0,98	0,90
Receitas para o RGPS	1,06	1,06
Receitas não administradas pela RFB	0,71	0,71
Transferências por Repartição de Receitas	1,01	1,01
Receita Líquida	0,97	0,90

Elaboração: IFI. Nota: a coluna “hiato positivo” é igual à soma de estimativas $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3$, conforme a equação (1), para cada receita; a coluna “hiato negativo” é igual a $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$. Quando algum $\hat{\beta}_i$, $i = 1,2,3$, não se mostrou estatisticamente significativo, ele foi igualado a zero.

Vale repetir que a ELP é uma medida de elasticidade pertinente apenas para análises que consideram longos intervalos de tempo (vários anos), de forma que, sob circunstâncias atípicas (como a atual pandemia de Covid-19), a resposta da receita ao PIB pode fugir do padrão da Tabela 1. Nestes casos, análises conjunturais descritivas e qualitativas são um importante complemento às estimativas econométricas.

Deve-se lembrar também que, mesmo dentro de períodos de hiato negativo, o PIB pode passar tanto por **expansões** quanto por **recessões (fases dos ciclos econômicos)**. Por exemplo, de acordo com o Gráfico 2, a economia esteve em hiato negativo desde 2015 T1. A partir de então, o país esteve em recessão até 2016 T4, e experimentou expansão entre 2017 T1 e 2019 T4, segundo o CODACE-FGV/IBRE.¹² Assim, quando dizemos que a receita responde mais ao PIB em períodos de hiato positivo do que em períodos de hiato negativo, a afirmação vale tanto para expansões quanto recessões (e portanto variações negativas) do PIB dentro destes períodos.

Para verificar a robustez dos resultados, avaliamos um modelo alternativo, que inclui controles para recessão (conforme datação do CODACE), além dos demais controles já presentes em (1). Contudo, os coeficientes das variáveis de recessão não se mostraram estatisticamente significantes. Em outra avaliação de robustez, uma tendência determinística foi adicionada a (1), mas seu coeficiente também não se mostrou significativo. Tais resultados podem ser, em parte, consequência da incorporação de mais controles a um modelo estimado a partir uma amostra de dados relativamente pequena.

Outro aspecto das estimativas, indicado na Tabela 1, é a diferença entre a ELP da receita total e as ELPs das demais receitas. Por exemplo, as estimativas para as receitas para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS) são as maiores, inclusive maiores do que a unidade (1,06), independentemente do sinal do hiato. Uma possível explicação para este

¹¹ Significância de 10% em teste bicaudal, da hipótese de que o coeficiente é igual a zero, realizado com erros-padrão de Newey-West. No presente contexto, a significância estatística é uma medida, por assim dizer, da certeza que podemos ter de que as estimativas (que são baseadas em amostras) de fato são diferentes de zero na economia real. Quanto menor a significância, maior o grau de certeza.

¹² Veja o documento em <https://portalibre.fgv.br/node/1776>

resultado é que o crescimento (contração) do PIB pode vir acompanhado de aumento (redução) mais intenso da taxa de formalização no mercado de trabalho.¹³

No outro extremo, as receitas não administradas pela RFB apresentaram as menores ELPs (0,71), possivelmente por terem em sua composição receitas associadas ao PIB em menor grau, como as receitas de contribuições previdenciárias de servidores públicos e as receitas de concessões e permissões.

Nota-se, assim, que a ELP mais alta, das receitas para o RGPS, compensam parcialmente as ELPs mais baixas, das receitas administradas e não administradas pela RFB, levando a ELP da receita **total** a um patamar intermediário (0,98 no hiato positivo, e 0,92 no hiato negativo).

III.2 – Método de correção de erros (elasticidade de curto prazo)

A elasticidade de curto prazo foi estimada através de um modelo de correção de erros (MCE), usando mínimos quadrados ordinários, conforme a equação (2).

$$\begin{aligned} \Delta \log R_t = & \mu_1 + \mu_2 D_t^{2008} + \mu_3 D_t^{hiato} + \mu_4 D_t^{extremos} + \mu_5 D_t^{covid} + \mu_6 Q_t^2 + \mu_7 Q_t^3 + \mu_8 Q_t^4 + \\ & \phi_1 \Delta \log PIB_t + \phi_2 (D_t^{2008} \cdot \Delta \log PIB_t) + \phi_3 (D_t^{hiato} \cdot \Delta \log PIB_t) + \phi_4 (D_t^{extremos} \cdot \Delta \log PIB_t) + \phi_5 (D_t^{covid} \cdot \Delta \log PIB_t) + \\ & \omega \Delta \log R_{t-1} + \lambda \cdot ce_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

onde ce_{t-1} é o termo de correção de erro (resíduo ajustado¹⁴ do DOLS), defasado em um período, e as demais variáveis são as definidas na equação (1). As principais diferenças em relação àquela equação são: (i) as variações (primeiras diferenças¹⁵) de $\log R_t$ e de $\log PIB_t$ são utilizadas no lugar destas variáveis, e (ii) em (2) incluímos dois novos controles, isto é, o termo de correção de erro (ce_{t-1}) e uma defasagem da variável dependente ($\Delta \log R_{t-1}$), seguindo o procedimento de Koester e Priesmeier (2017).

A Tabela 2 apresenta os resultados. Há pelo menos uma diferença e uma semelhança, em relação à Tabela 1, que merecem menção. A diferença é que, ao contrário das ELPs, as ECPs para a receita total e as receitas administradas são maiores do que a unidade. A semelhança é que, quando os sinais do hiato são distintos – para as receitas totais e para o RGPS –, a ECP é maior em períodos de hiato **positivo** do que em períodos de hiato **negativo**. Assim, para cada 1% de crescimento (contração) do PIB, a receita total tende a crescer (diminuir) 1,17% quando o hiato é negativo. Quando o hiato é positivo, tende a aumentar 1,51%. As ECPs das receitas não administradas pela RFB não se mostraram estatisticamente diferentes de zero.

A comparação entre as Tabelas 1 e 2 mostra que não existe uma relação única entre as ELPs e as ECPs. Por exemplo, enquanto a ELP da receita total em hiato positivo (0,98) é **menor** que sua ECP (1,51), a ELP das receitas para o RGPS (1,06 em ambos os hiatos) é maior do que suas ECPs (0,90 e 0,60).

¹³ Estes aspectos serão avaliados em maior detalhe em estudos futuros.

¹⁴ Assim como feito na NT 19, estes resíduos não são os resíduos $\hat{\varepsilon}_t$ do DOLS (equação (1)) propriamente ditos. Estes resíduos passaram por um ajuste antes de serem usados como variável explicativa no MCE. O ajuste consistiu em somar as parcelas relativas aos *lags* e *leads* de $\Delta \log PIB_t$ presentes em (1), de forma a obter: $ce_{t-1} = \hat{\varepsilon}_{t-1} + \hat{\gamma}_1 \Delta \log PIB_{t-2} + \hat{\gamma}_2 \Delta \log PIB_t$.

¹⁵ A primeira diferença de uma série histórica é igual à diferença entre seus valores em dois instantes consecutivos. Ela é tradicionalmente denotada pela letra grega Δ . Assim, para uma série histórica hipotética x_t , temos que sua primeira diferença é: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$. Pode-se provar que, se x_t for igual ao logaritmo de uma outra série z_t (por exemplo, $x_t = \log z_t$) então $\Delta x_t = \log z_t - \log z_{t-1}$ é uma aproximação da variação percentual de z_t entre os instantes $t - 1$ e t . Por isso, primeiras diferenças de logaritmos são vastamente usadas na literatura econômica.

Em termos informais, os resultados das Tabelas 1 e 2 também mostram que a relação entre receita pública e PIB depende do momento pelo qual a economia está passando (hiato positivo ou negativo), e de qual agregação de receita é considerada.

TABELA 2. ELASTICIDADES DE CURTO PRAZO

Receita	Hiato positivo	Hiato negativo
Receita Total	1,51	1,17
Receitas Administradas pela RFB	1,02	1,02
Receitas para o RGPS	0,90	0,60
Receitas não administradas pela RFB	0,00*	0,00*
Transferências por Repartição de Receitas	2,01	2,01
Receita Líquida	0,74	0,74

Elaboração: IFI. *Estimativas estatisticamente não significantes. Nota: a coluna “hiato positivo” é igual à soma de estimativas $\hat{\phi}_1 + \hat{\phi}_2 + \hat{\phi}_3$, conforme a equação (2), para cada receita; a coluna “hiato negativo” é igual a $\hat{\phi}_1 + \hat{\phi}_2$. Quando algum $\hat{\phi}_i$, $i = 1,2,3$ não se mostrou estatisticamente significativo, ele foi igualado a zero.

Ao contrário da ELP, a ECP é uma medida de elasticidade apropriada apenas para análises de curto prazo, que buscam projetar a variação da receita alguns trimestres à frente. Em princípio, parece incoerente que a resposta da receita no **curto** prazo possa diferir da resposta no **longo** prazo. Afinal, com o passar do tempo, a variação acumulada da receita, calculada a partir da ECP, acabaria sendo diferente da variação acumulada calculada com base na ELP. Ocorre que, no curto prazo, não é somente a ECP que determina a variação da receita, mas também o termo de correção de erro. A Tabela 3 apresenta as estimativas dos coeficientes destes termos – denotados por λ na equação (2) – para cada receita.

TABELA 3. COEFICIENTES DOS TERMOS DE CORREÇÃO DE ERRO

Receita	Coefficiente
Receita Total	-0,63
Receitas Administradas pela RFB	-0,43
Receitas para o RGPS	0,00*
Receitas não administradas pela RFB	-0,60
Transferências por Repartição de Receitas	-0,37
Receita Líquida	-0,74

Elaboração: IFI. *Estimativa estatisticamente não significativa. Nota: os valores são aqueles das estimativas $\hat{\lambda}$, conforme a equação (2), para cada receita.

O coeficiente do termo de correção de erro é negativo porque ele desempenha o papel de atenuar, ou mesmo reverter, o impacto de curto prazo do PIB na receita, sempre que esta começa a se desviar da trajetória que seria compatível com sua relação de longo prazo com o PIB (determinada pela ELP). Por exemplo, partindo de um determinado trimestre t , se o desvio foi positivo no trimestre imediatamente anterior ($ce_{t-1} > 0$), então a parcela $\lambda \cdot ce_{t-1}$ na equação (2) terá sinal negativo, atenuando (ou mesmo revertendo) o efeito de curto prazo do PIB relativo à ECP. Assim, enquanto a ELP é suficiente¹⁶ para projetar a variação da receita em análises de longo prazo, nas projeções de curto prazo deve-se combinar a ECP com o termo de correção de erro, que varia a cada trimestre.

¹⁶ Isto é, no que se refere àquela parte passível de explicação pelo modelo estatístico. Como já explicado, sempre haverá uma parte da receita que depende de avaliações descritivas e conjunturais, para que se chegue a uma explicação completa sobre sua trajetória.

III.3 – Coeficientes variantes (elasticidade de curto prazo)

Para fins de comparação, também estimamos as elasticidades a partir de modelos de componentes não observáveis com parâmetros variáveis, representados na forma de espaço de estado (filtro de Kalman). O procedimento foi conduzido através do pacote ElastH¹⁷ (Figueiredo, 2017) desenvolvido e disponibilizado pela Secretaria de Política Econômica do Ministério da Economia (SPE/ME). Como em Pinto (2018), no entanto, as elasticidades da receita foram estimadas em relação ao PIB observado e não em relação ao hiato do produto.

Gobetti et al. (2010) e Schettini et al. (2011) também estimaram, via filtro de Kalman, regressões com parâmetros variáveis representadas na forma de espaço de estado para avaliar as elasticidades de grupos de receitas em relação ao PIB no contexto de análise da política fiscal com base no resultado primário estrutural. A escolha dessa técnica, segundo os autores, justifica-se pela presença frequente de não linearidades nas séries fiscais brasileiras.

Os modelos representados na forma de espaço de estado, algebricamente, consistem de uma equação de medida e equações de transição. No presente trabalho, a equação de medida descreve a relação entre a série observada (R_t), a variável explicativa (PIB_t) e as variáveis não observáveis – sazonalidade (γ_t) e nível (μ_t):

$$\log R_t = \phi_t \log PIB_t + \gamma_t + \mu_t + \varepsilon_t$$

As equações de transição exibem a dinâmica dos componentes não observados estimados pelo filtro de Kalman. O componente de nível varia conforme um termo de inclinação (v_t). Como o parâmetro associado à elasticidade da receita em relação ao produto (ϕ_t) pode variar no tempo, inclui-se uma equação de estado adicional para capturar essa dinâmica:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_{t-1} + \xi_t$$

$$v_t = v_{t-1} + \zeta_t$$

$$\gamma_t = \gamma_{1,t} + \gamma_{2,t}$$

$$\gamma_{1,t} = -\gamma_{1,t-2} + \omega_{1,t}$$

$$\gamma_{2,t} = -\gamma_{2,t-1} + \omega_{2,t}$$

$$\phi_t = \phi_{t-1} + \eta_t$$

Estimou-se um conjunto de oito regressões para cada grupamento de receita, considerando-se as diferentes combinações possíveis para a variância do nível, da inclinação e da sazonalidade: fixa ou variável no tempo. Além disso, utilizou-se o procedimento de identificação automática de intervenções presente no pacote ElastH, para verificar a possibilidade de mudanças no nível ou na inclinação e a presença de *outliers*.

A escolha do modelo mais adequado em termos estatísticos foi baseada nos resultados dos testes de independência dos resíduos, de homoscedasticidade, e de normalidade.¹⁸ Nota-se, de toda forma, que o valor das elasticidades sob as

¹⁷ O tutorial, detalhado em Figueiredo (2017), pode ser encontrado em: <https://www.gov.br/fazenda/pt-br/assuntos/politica-fiscal/atuacao-spe/resultado-fiscal-estrutural/codigo-r/elasth.pdf>

¹⁸ Além da comparação do valor do critério de informação de Akaike.

diferentes hipóteses variaram muito pouco. A Tabela 4 apresenta as estimativas apenas para uma das receitas (a receita total) com a finalidade de ilustrar esta pouca variação.

**TABELA 4. ELASTICIDADES POR MODELO
(RECEITA TOTAL RECORRENTE NOMINAL X PIB NOMINAL)**

Modelo	Coefficiente
1) Estocástico: nível, inclinação e sazonalidade	0,850
2) Estocástico: nível, inclinação Fixo: sazonalidade	0,851
3) Estocástico: sazonalidade, nível Fixo: inclinação	0,851
4) Estocástico: nível Fixo: inclinação e sazonalidade	0,860
5) Estocástico: sazonalidade, inclinação Fixo: nível	0,846
6) Estocástico: inclinação Fixo: nível e sazonalidade	0,853
7) Estocástico: sazonalidade Fixo: nível, inclinação	0,851
8) Fixo: nível, sazonalidade e inclinação	0,851

Elaboração: IFI.

A Tabela 5, abaixo, apresenta os resultados das especificações escolhidas para cada grupo de receita. Os valores referem-se aos coeficientes de elasticidade no último ponto da amostra.

TABELA 5. ELASTICIDADES DOS GRUPOS DE RECEITAS

Receita	Coefficiente
Receita Total	0,85
Receitas Administradas pela RFB	0,82
Receitas para o RGPS	0,73
Receitas não administradas pela RFB	0,66
Transferências por Repartição de Receitas	0,70
Receita Líquida	0,84

Elaboração: IFI.

Adicionalmente, ao incluirmos na equação de medida o hiato do produto e sua interação com o PIB, não encontramos indícios, nesta metodologia, de que as elasticidades sejam diferentes em períodos de hiato positivo e hiato negativo (Tabela 6). As diferenças entre os dois estados são pequenas e insignificantes em termos estatísticos.

TABELA 6. ELASTICIDADES POR HIATO

Receita	Hiato positivo*	Hiato negativo*
Receita Total	0,859	0,847
Receitas Administradas pela RFB	0,825	0,816
Receitas para o RGPS	0,749	0,739
Receitas não administradas pela RFB	0,653	0,653
Transferências por Repartição de Receitas	0,705	0,700
Receita Líquida	0,855	0,836

*Elaboração: IFI. *Nota: o coeficiente da interação entre hiato e PIB não se mostrou estatisticamente significativa para nenhuma receita.*

De forma geral, as estimativas apresentadas nas Tabelas 5 e 6, obtidas a partir da metodologia de espaço de estado, utilizando as especificações detalhadas acima, indicam que a elasticidade de curto prazo da receita em relação ao produto se situa ao redor de 0,85. Os coeficientes também foram estimados utilizando as mesmas variáveis em frequência mensal. Os resultados mantiveram-se praticamente inalterados.

As estimativas desta subseção contrastam com as ECPs, maiores do que a unidade, calculadas pelo modelo de correção de erros (Tabela 2), que não é uma metodologia de coeficientes variantes. Outra diferença entre os resultados das duas metodologias é que aqui a ECP não se mostrou sensível ao sinal do hiato. Portanto, como conclusão parcimoniosa, temos que a metodologia de coeficientes variantes sugere que a resposta da receita ao PIB tenderá à moderação no futuro próximo.

IV – Conclusão

Os resultados das análises de cointegração e de correção de erros dão suporte a duas conclusões.

A primeira é que as elasticidades de longo prazo (ELP) são menores do que a unidade para as medidas mais agregadas de receita (receita total, receitas administradas pela RFB e receita líquida). As elasticidades de curto prazo (ECP), ao contrário, mostraram-se maiores do que a unidade para estas medidas, com exceção da receita líquida, cuja ECP também é inferior à unidade. Estes resultados sugerem que, muito embora possam ocorrer intensas elevações ou perdas de arrecadação no curto prazo (isto é, quando consideramos alguns trimestres consecutivos), a resposta da arrecadação ao PIB tende a retornar para patamares moderados no longo prazo, crescendo inclusive a uma velocidade um pouco inferior ao PIB. Em outras palavras, para cada 1% de crescimento (contração) do PIB, a arrecadação total tende a crescer menos do que 1%, quando consideramos prazos mais longos.

A segunda conclusão é que, quando as ELPs e as ECPs diferem entre períodos de hiato positivo (economia aquecida, por assim dizer) e hiato negativo (economia desaquecida), elas são sempre maiores sob hiato positivo.

Em termos informais, os resultados mostram que a relação entre receita pública e PIB depende do momento pelo qual a economia está passando (hiato positivo ou negativo). Cada medida de receita, inclusive, reage de forma peculiar aos hiatos.

Para fins de comparação, também estimamos as elasticidades de curto prazo através de outra metodologia, baseada no filtro de Kalman, e implementada a partir do pacote *ElastH* da SPE/ME. Estas elasticidades se mostraram inferiores à unidade, ao contrário das elasticidades de curto prazo estimadas pela metodologia principal deste estudo. Além disso, não houve diferença estatisticamente significativa entre as estimativas sob hiato positivo e negativo, também contrastando com as estimativas obtidas pelo modelo de correção e erros. Assim, como conclusão parcimoniosa, temos que esta metodologia sugere que a resposta da receita ao PIB tenderá à moderação no futuro próximo.

É importante salientar que modelos estatísticos permitem projetar apenas a evolução do componente **sistemático** (isto é, regular, persistente) da receita. Sendo assim, não constituem, em si, a única informação necessária para as projeções de receita elaboradas pela IFI. Estas são obtidas combinando-se o componente sistemático com os componentes atípicos, sendo que estes últimos não são detectados pelos modelos, mas sim mensurados pela IFI a partir da conjuntura fiscal, levando em consideração a tramitação das leis orçamentárias, eventos fiscais não previstos anteriormente, etc.

Referências

DUDINE, P. e JALLES, J. T. (2017). How Buoyant is the Tax System? New Evidence from a Large Heterogeneous Panel. IMF Working Paper. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2017/01/20/How-Buoyant-is-the-Tax-System-New-Evidence-from-a-Large-Heterogeneous-Panel-44551>

FIGUEIREDO, C. (2017). Passo a passo de como estimar elasticidades de grupos de receita usando o pacote ElastH. Secretaria de Política Econômica do Ministério da Fazenda. Disponível em: <https://www.gov.br/fazenda/pt-br/assuntos/politica-fiscal/atuacao-spe/resultado-fiscal-estrutural/codigo-r/elasth.pdf>

GOBETTI, S. W.; GOUVÊA, R. R.; SCHETTINI, B. P. (2010). Resultado Fiscal Estrutural: um passo para a institucionalização de políticas anticíclicas no Brasil. Ipea, Texto para Discussão nº 1515. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=9664

GOBETTI, S.W.; ORAIR, R.O.; DUTRA, F.N. (2018) Resultado Estrutural e Impulso Fiscal: aprimoramentos metodológicos. Ipea, Texto para Discussão nº 2405. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=34092&Itemid=433

INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE. (2018a). Hiato do produto na economia brasileira: estimativas da IFI pela metodologia de função de produção. Estudo Especial nº 4. Disponível em: https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/536764/EE_04_2018.pdf

INSTITUIÇÃO FISCAL INDEPENDENTE. (2018b). A variação da receita em resposta à atividade econômica. Nota Técnica nº 19. Disponível em: https://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/545264/NT_Elasticidade.pdf

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA (2020). Comunicado de Datação de Ciclos Mensais Brasileiros – Jun/2020 – CODACE. Comitê de Datação de Ciclos Econômicos, IBRE/FGV. Disponível em: https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-06/comunicado-do-comite-de-datacao-de-ciclos-economicos-29_06_2020-1.pdf

KOESTER, G. e PRIESMEIER, C. (2017). Revenue elasticities in euro area countries: An analysis of long-run and short-run dynamics. European Central Bank Working Paper nº 1989. Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1989.en.pdf>

PINTO, V. C. (2018). Resultado Fiscal Estrutural: desafios para uma nova meta orçamentária nacional. Dissertação (Mestrado Profissional em Finanças e Economia Empresarial) – Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/22979>

SCHETTINI, B. P.; GOUVÊA, R. R.; ORAIR, R. O.; GOBETTI, S. W. (2011). Resultado Estrutural e Impulso Fiscal: Uma Aplicação para as Administrações Públicas no Brasil, 1997-2010. Ipea, Texto para Discussão nº 1650. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=9998

STOCK, J. e WATSON, M. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, v. 61, n. 4, p. 783-820.



Instituição Fiscal
Independente

 /INSTITUICAOFISCALINDEPENDENTE

 @IFIBrasil

 @ifibrasil

 /company/instituição-fiscal-independente

 /instituiçãofiscalindependente

 github.com/ifibrasil

ifi@senado.leg.br / (61) 3303-2875