



Governo do Estado do Rio de Janeiro
Secretaria de Estado de Fazenda
Subsecretaria de Fazenda de Política Fiscal

NOTA TÉCNICA SUPOF/SEFAZ-RJ Nº 41 /2020

DATA: 01/07/2020

ASSUNTO: Metodologia e premissas das Receitas para o período 2021-2024

1. OBJETIVO:

Descrever a metodologia e premissas adotadas nas estimativas das receitas administradas pela UGE 9999 – Tesouro do Estado do Rio de Janeiro (ERJ), para os exercícios de 2021, 2022, 2023 e 2024.

2. REFERENCIAL LEGAL:

O Decreto nº 47.092 de 21 de maio de 2020, que dispõe acerca da revisão do Plano Plurianual para o período 2020/2024; e da Proposta Orçamentária para 2021, e em seu Artigo 10, estabelece que “a SEFAZ deverá detalhar no SIPLAG, de acordo com o cronograma, as estimativas de Receitas de origem Tributária, as provenientes de Transferências, Operações de crédito, de Royalties e demais receitas do Tesouro para os exercícios de 2021 a 2024 acompanhadas de metodologia e de memória de cálculo, assim como a respectiva legislação”. No Artigo 11, o Decreto determina que “as Unidades Orçamentárias que possuam recursos próprios, bem como as que executem recursos através de Operações de Crédito e Convênios, deverão detalhar no SIPLAG as estimativas das suas receitas para os exercícios de 2021 a 2024, acompanhadas de metodologia e memória de cálculo.”

3. METODOLOGIA EMPREGADA:

As receitas aqui projetadas consideram as peculiaridades de cada uma delas. Os modelos de projeção adequados a cada caso levam em consideração a capacidade de previsão e os ajustes às séries de atividade econômica do ERJ. Como resultado, existirão distintos graus de detalhamento das memórias de cálculo.

Igualmente como em exercícios passados, segue-se a metodologia específica para o ERJ, resultado de estudos do Prof. Elcyon Caiado Rocha Lima da UERJ; são três as especificações básicas empregadas para aferir as diversas rubricas de receita para o período 2021-2024, a saber:

- Métodos Econométricos por extrapolação de tendências para valores ajustados serviram como base para aplicação dos indicadores e indexadores econômicos; somados a efeitos sazonais e choques econômicos;
- Tratamentos diferenciados aplicados às peculiaridades de cada receita;
- Regressões de acordo com as relações econômicas centrais que regem o comportamento de cada uma delas.

Assim sendo, as previsões de cada item de Receita estão sujeitas à aplicação de regressões com parâmetros macroeconômicos, como índice de preços e/ou nível de atividade econômica, e premissas particulares de cada rubrica.

Os indicadores econômicos demonstrados na Tabela I a seguir, nortearam as estimativas das diversas Naturezas de Receita apresentadas para o Projeto de Lei de Diretrizes Orçamentárias/PLDO 2021:

Tabela I

Parâmetros PLDO 2021

ESPECIFICAÇÃO	2020	2021	2022	2023	2024
PIB Nacional (variação % anual)	1,48	2,50	2,50	2,50	2,50
Taxa de Câmbio (R\$/US\$ - valor médio anual)	4,51	4,28	4,20	4,29	4,38
IGP-DI (variação % anual)	3,65	4,00	3,75	3,75	3,50
IPCA (variação % anual)	3,04	3,60	3,50	3,50	3,50
Taxa SELIC (média anual)	3,81	4,68	6,00	6,12	6,00
PIB (valor absoluto em R\$ milhões)	6.928.634	7.101.850	7.279.396	7.461.381	7.647.916

Fonte: Boletim Focus de 20/03/2020 (parâmetros).

Coincidindo com o início do isolamento social praticado no Brasil para conter a transmissão

acelerada do COVID-19, as estimativas de mercado ainda estavam defasadas na 2ª quinzena de março - momento da elaboração da Lei de Diretrizes Orçamentárias-PLDO 2021, não captando os efeitos da paralização generalizada das diversas atividades sobre a cadeia econômica nacional.

Já no fim de maio, período de realização das previsões de receitas do Tesouro Estadual para o Projeto de Lei Orçamentária Anual/PLOA de 2021, já havia uma acomodação maior pelo mercado dos impactos da crise sanitária sobre a atividade econômica, sinalizada, principalmente, pelo resultado do PIB nacional no presente ano. As alterações na conjuntura econômica acenam para a necessidade de realinhamento das previsões das receitas estaduais. Ante o exposto, o PLOA 2021 indica a atualização dos parâmetros macroeconômicos e reorienta a estimativa de Receita do ERJ para o período 2021/2024, conforme Tabela II abaixo.

Tabela II
Parâmetros PLOA 2021

ESPECIFICAÇÃO	2020	2021	2022	2023	2024
PIB Nacional (variação % anual)	-6,25	3,50	2,50	2,50	2,50
Taxa de Câmbio (R\$/US\$ - valor médio anual)	5,28	5,10	4,77	4,80	4,80
IGP-DI (variação % anual)	4,55	4,00	4,00	3,75	3,50
IPCA (variação % anual)	1,55	3,10	3,50	3,50	3,50
Taxa SELIC (média anual)	2,78	2,76	4,78	5,75	6,00
PIB (valor absoluto em R\$ milhões)	6.908.820	7.372.298	7.821.087	8.297.195	8.802.287

Fonte: Boletim Focus de 29/05/2020 (parâmetros).

No item 4 justifica-se as divergências encontradas entre os resultados das previsões para o PLDO 2021 realizadas no final de março e as previsões atualizadas para o PLOA 2021 em junho; no item 5 apresenta-se a memória de cálculo dos valores de cada uma das rubricas das receitas tributárias administradas pelo Tesouro Estadual; e no item 6 comenta-se os resultados dos métodos aplicados às receitas do tesouro estadual. Em Anexo, segue a metodologia descritiva de cada Método, trabalho elaborado pelo Prof. Elcyon Caiado Rocha Lima da UERJ, citado anteriormente, resultado da análise da série histórica das receitas do ERJ e das variáveis que influenciam em cada uma dessas receitas.

4. ESCLARECIMENTO ACERCA DOS RESULTADOS DIVERGENTES PARA A ARRECAÇÃO TRIBUTÁRIA NO PROJETO DE LEI DE DIRETRIZES ORÇAMENTÁRIAS/PLDO 2021 E PROJETO DE LEI ORÇAMENTÁRIA ANUAL/PLOA 2021

O atual modelo econométrico de previsão de arrecadação tributária tem como objetivo principal estimar a arrecadação dos principais tributos de competência estadual ao longo dos próximos anos, isto é, possui – e sempre possui – como característica principal a previsão de médio prazo das receitas tributárias.

Desse modo, o modelo, partindo-se do seu objetivo principal, vem gerando resultados para a arrecadação de anos posteriores ao exercício corrente da realização da previsão, além da previsão *fechada* para o fim do próprio exercício corrente, como nos casos das Notas de Revisão de Receita.

No 2º caso acima – de utilização do modelo para a previsão das receitas para o fim do ano corrente, o modelo tende a captar bem as informações adicionais de arrecadação (mensal) realizada que vão ocorrendo ao longo do ano, o que melhora a capacidade preditiva do modelo.

No entanto, o modelo não é capaz de captar, no curto prazo, mudanças abruptas nas principais variáveis que impactam na previsão da arrecadação, como uma queda drástica na previsão do resultado PIB estimado pelo mercado.

Isto significa que, nesses casos de mudança repentina de variáveis importantes no modelo, o resultado obtido para a previsão da arrecadação ficará comprometido para os meses subsequentes ao último mês de arrecadação realizada, pois o modelo só reconhece a queda na arrecadação – a partir da queda estimada para o PIB – muitos meses a frente, o que prejudica a previsão para o ano corrente, mesmo em seu resultado agregado. Como o foco do modelo é a previsão de médio prazo, este movimento criado é normal – e qualquer resultado que se queira obter de curto prazo necessitará de ajustes na formulação do modelo – o que já ocorreu em outras ocasiões. A partir do momento em que há o ajuste no modelo para captação de impactos no curto prazo, o que se tem, na verdade, é um outro modelo, diferente do primeiro habitualmente voltado para a previsão de médio prazo.

Sobre o último ponto acima, foi exatamente o que ocorreu a partir da 2ª quinzena de março. Com a necessidade *simultânea* de realização de previsões de receita para o PLDO de 2021, isto é, de previsões de médio prazo; e da realização da 3ª Nota de Revisão de Receita, que demanda estimativas para o resultado da arrecadação para o ano corrente, isto é, a captação dos impactos de curto prazo da crise sanitária e econômica que atingiu (e atinge) o mundo todo – o modelo de previsão utilizado foi ajustado para dar prioridade ao segundo ponto colocado acima, ou seja, para gerar resultados condizentes com a situação que já estava ocorrendo ao final de março e seus impactos em meses posteriores.

Adicionalmente, o resultado previsto para o resultado do PIB em 2020 (+ 1,48%) à época^[1] ainda não captava os efeitos concretos da crise que já ocorriam, como a paralização generalizada de

atividades econômicas não essenciais. Nesse sentido, a primeira medida a ser realizada no ajuste do modelo foi a **incorporação da previsão para o PIB da FGV** ao final de março, que já se encontrava em -4,40% para 2020^[2].

O segundo ajuste realizado no modelo foi a **incorporação da variável disponibilizada pela ANP ‘Vendas pelas distribuidoras, dos derivados combustíveis de petróleo** (metros cúbicos)^[3], com o filtro para o Estado do Rio de Janeiro. Como no final de março – data da realização da previsão – ainda não havia resultados de meses atingidos pela crise que apenas se iniciava, foi utilizada na previsão para a arrecadação em 2020 uma queda de 50% nas vendas de combustíveis para o ano fechado na 3ª Revisão de Receita.

É importante ressaltar que ao final de março sequer havia impactos da crise sobre a arrecadação realizada – variável afetada anteriormente a qualquer outra considerada - o que dificultou ainda mais nas estimativas de arrecadação em sua “dupla função”: de curto prazo – para 2020 - na 3ª Nota de Revisão de Receita; e no médio prazo, nas previsões para 2021 e os três anos subsequentes que compõem o PLDO de 2021.

Com o intuito de evitar muitas arbitrariedades na execução das previsões pelo modelo, preferiu-se utilizar o comportamento passado de vendas de combustíveis para refletir as vendas dos próximos anos, isto é, adotou-se para a realização de estimativas a partir de 2021 o comportamento das vendas realizado a partir de 2016, parâmetro próximo disponível considerando-se a gravidade da crise atual.

Mesmo considerando-se uma recuperação gradual da arrecadação com a 4ª Nota de Revisão de 2020, percebeu-se que o modelo continuou captando as perdas no médio prazo, gerando cenários (em ambas as Revisões) muito recessivos a partir de 2021 em função dos ajustes realizados no modelo de forma a incorporar os impactos de curto prazo.

Nesse sentido, ressaltando que *hoje* (fim de junho/2020) já há muito mais informações disponíveis que no momento da realização da 3ª Revisão/PLDO 2021 – final de março – como a melhora gradual da arrecadação realizada em relação à prevista, especialmente na 1ª quinzena de junho - tornou-se novamente razoável reutilizar o modelo para a sua função principal e habitual: estimar a arrecadação nos próximos anos, desfazendo o ajuste extraordinário realizado nas Notas de Revisão, isto é, desconsiderando as vendas de petróleo no modelo de previsão para as projeções de receita no PLOA 2021.

Além dos movimentos recentes de melhora na arrecadação em relação ao previsto no início da crise, a previsão para o PIB de 2021 (+ 3,50%) do relatório mais atualizado do Boletim Focus (29/05/2020) em relação ao verificado no cenário utilizado anterior (+ 2,50%), de 20/03/2020 – nos permite afirmar que os resultados obtidos para a arrecadação entre 2021 e 2024 não estão em desacordo com os padrões de previsão do modelo.

Na verdade, os resultados obtidos para o longo prazo no PLDO de 2021 é que se tornaram rapidamente defasados, mas que foram utilizados à época tanto pela falta de informações relevantes acerca da arrecadação realizada e dos impactos incertos sobre a arrecadação futura, quanto pelo ajuste considerado necessário para gerar previsões de curto prazo em virtude dos efeitos imediatos da pandemia sobre a arrecadação do ERJ.

Abaixo estão as Tabelas III a V que resumem os parâmetros que foram utilizados em cada situação:

Tabela III

PLDO 2021 e 3ª NOTA DE RECEITA: PARÂMETROS MODELO ECONOMÉTRICO - TRIBUTÁRIAS					
	2020¹	2021²	2022²	2023²	2024²
PIB Nacional (variação % anual)	-4,40%	2,50%	2,50%	2,50%	2,50%
Consumo de petróleo	-50%	Variação que ocorreu nos anos de 2016, 2017 e 2018 ³			
Demais parâmetros	Boletim FOCUS de 20/03/2020				

¹Estimativa de PIB da FGV em 20/03/2020.

²Boletim Fcous de 20/03/2020.

³Em 2016 ocorreu a última crise do petróleo e foi adotado o padrão de vendas passado para o período atual.

Tabela IV**4ª NOTA DE RECEITA: PARÂMETROS MODELO ECONOMÉTRICO - TRIBUTÁRIAS**

	2020	2021	2022	2023	2024
PIB Nacional (variação % anual)¹	-6,25%	3,50%	2,50%	2,50%	2,50%
Consumo de petróleo	-40%	Variação que ocorreu nos anos de 2016, 2017 e 2018 ²			
Demais parâmetros	Boletim FOCUS de 29/05/2020				

¹ Boletim Focus de 29/05/2020.

² Em 2016 ocorreu a última crise do petróleo e foi adotado o padrão de vendas passado para o período atual.

Tabela V**PLOA 2021: PARÂMETROS MODELO ECONOMÉTRICO - TRIBUTÁRIAS**

	2020	2021	2022	2023	2024
PIB Nacional (variação % anual)	-6,25%	3,50%	2,50%	2,50%	2,50%
Consumo de petróleo	Foi retirado do modelo, retornando ao formato utilizado no PLDO e PLOA 2020				
Demais parâmetros	Boletim FOCUS de 29/05/2020				

5. OS MODELOS ESCOLHIDOS PARA ESTIMAÇÃO EMPÍRICA**5.1. ICMS**

Para previsão do ICMS optou-se por utilizar o modelo VAR dependendo exogenamente do PIB brasileiro - determinado pelas expectativas do boletim FOCUS, consumo de energia elétrica na região sudeste (projetado por ARIMA) e taxa de câmbio efetiva (determinado pelas expectativas do boletim FOCUS). Endogenamente ao ICMS são previstas as vendas no varejo do Estado do Rio de Janeiro. Como ambas as variáveis possuem correlação direta entre si, a escolha pelo VAR se tornou uma exigência conjectural. No Quadro I abaixo podemos ver como se comportou o modelo. O R² ajustado para o ICMS foi satisfatório, atingindo 0,83 – assim como o ajustamento do modelo para as vendas (0,82).

Quadro I

ICMS - Vetor autorregressivo - VAR

	LOG(ICMS)	LOG(VENDAS)
LOG(ICMS (-1))	0,455702	0,205039
LOG(ICMS (-2))	0,091992	0,010755
LOG(VENDAS (-1))	0,311318	0,061936
LOG(VENDAS (-2))	-0,171970	-0,087250
C	7,502531	-12,90333
LOG(TAXA DE CAMBIO EFETIVA)	-0,057786	0,010492
LOG(PIB)	0,150615	1,056873
LOG(ENERGIA ELÉTRICA)	-0,034714	-0,262586
R ²	0,836517	0,830639
R ² ajustado	0,830766	0,824681
Estatística F	145,4644	139,4289

Fonte: Elaboração Sefaz

5.2. IPVA

Para previsão do IPVA modelamos pelo VAR que depende endogenamente da frota de veículos do ERJ, que foi incorporado ao cálculo por representar a evolução do mercado automobilístico. No Quadro II abaixo podemos ver como se comportou o modelo. O R² ajustado para o IPVA foi adequado, alcançando 0,96. A frota também é considerada um indicador significativo para as projeções de receita do IPVA, com ajustamento de 0,99.

Quadro II

IPVA - Vetor autorregressivo - VAR

	LOG(IPVA)	LOG(FROTA)
LOG(IPVA(-1))	0,066118	-0,000280
LOG(IPVA(-2))	0,174077	0,000127
LOG(FROTA(-1))	-25,97083	1,798252
LOG(FROTA(-2))	24,25449	-0,801722
C	39,96367	0,057867
Dummy (1)	3,109059	-0,000059
Dummy (2)	2,703615	0,000233
Dummy (3)	1,534996	0,000475
Dummy (4)	1,208436	0,000097
Dummy (5)	0,598684	0,000297
Dummy (6)	0,515952	-0,000246
Dummy (7)	0,646537	0,000227
Dummy (8)	0,521265	0,000194
Dummy (9)	0,317564	-0,000157
Dummy (10)	0,225697	-0,000047
Dummy (12)	0,142441	0,000010
DUMMIEIPVA	0,096549	-0,000021
R ²	0,973252	0,999976
R ² ajustado	0,967138	0,999971
Estatística F	159,1885	184380,1

Fonte: Elaboração Sefaz

5.3. ITD

Nessa receita o modelo escolhido foi uma regressão simples dependente da inflação dos imóveis (índice Zap-móveis e projetado por ARIMA) adicionado dos óbitos, que buscam refletir as doações por *causa mortis*. Abaixo temos a regressão (Quadro III):

Quadro III

Regressão Simples do LOG(ITD) Mínimos Quadrados Ordinários

Variable	Coefficiente	Erro Padrão	Prob.
LOG(OBITOS)	0,953308	0,014991	0,0000
LOG(INFLACAOIMOVEIS)	0,685304	0,046577	0,0000
R ²	0,643735		
R ² ajustado	0,642014		

Fonte: Elaboração Sefaz

5.4. FECP

O Fundo de Combate a Pobreza (FECP) é cobrado a partir de uma alíquota adicional àquela do ICMS em produtos e serviços discriminados em legislação própria. Por este motivo, a arrecadação do FECP tem grande correlação com o desempenho do ICMS. Desta forma, utilizou-se a previsão já obtida do ICMS como base geradora do comportamento do FECP. Eliminamos os efeitos sazonais por meio de dummies, já que as séries são parecidas.

Quadro IV
Regressão Simples do LOG(FECP)
Mínimos Quadrados Ordinários

Variable	Coefficiente	Erro Padrão	Prob.
LOG(ICMS)	0,377940	0,039757	0,0000
C	2,972321	1,704116	0,0831
Dummy (1)	0,065990	0,035506	0,0649
Dummy (2)	0,008728	0,035445	0,8058
Dummy (3)	0,001548	0,035451	0,9652
Dummy (4)	0,006092	0,035479	0,8639
Dummy (5)	-0,005890	0,035479	0,8634
Dummy (6)	-0,035122	0,036080	0,3318
Dummy (7)	-0,055690	0,036145	0,1254
Dummy (8)	-0,049037	0,036222	0,1777
Dummy (9)	-0,027144	0,036157	0,4539
Dummy (10)	-0,007821	0,036110	0,8288
Dummy (11)	-0,021230	0,036234	0,5588
Dummy	0,198003	0,017950	0,0000
R ²	0,635516		
R ² ajustado	0,605715		
Estatística F	21,32560		
Prob(Estatística F)	0,000000		

Fonte: Elaboração Sefaz

6. RECEITAS DO TESOUREO ESTADUAL

As demais receitas foram estimadas por métodos não lineares e em estimações de caráter qualitativo, adotando diferentes metodologias e parâmetros, conforme a particularidade de cada receita.

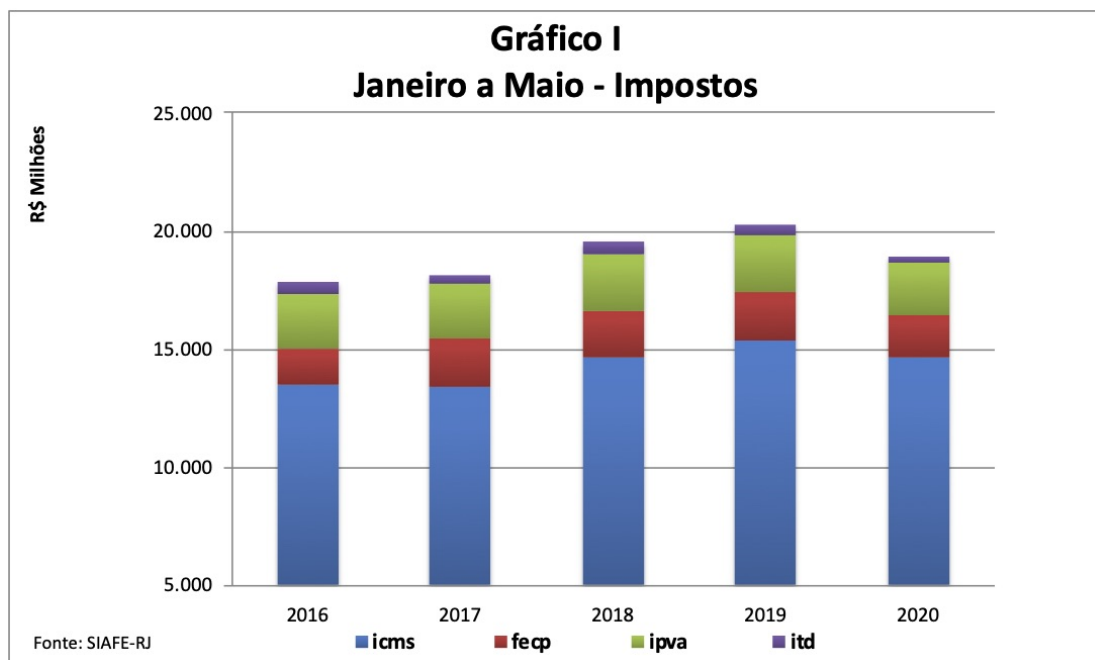
Receita Tributária 2021, 2022, 2023 e 2024 – R\$ 47,52 bilhões, R\$ 50,32 bilhões, R\$ 52,81 bilhões e R\$ 54,30 bilhões.

A arrecadação tributária no ERJ vem sofrendo os impactos da crise sanitária que atingiu – e continua atingindo – o mundo. Antes mesmo do início de sua transmissão acelerada pelo país, já havia discussões entre os analistas de mercado sobre mais um (provável) baixo crescimento do PIB nacional em 2020 - isto é, já havia em fevereiro de 2020 expectativas de alta entre 1,0% e 2,0%, para o fim do ano, o que ocorreria pelo quarto ano seguido. Com a chegada do COVID-19 (em meados de março) e seus impactos devastadores sobre a saúde e economia do país, as discussões entre os analistas, a partir das medidas de prorrogação do isolamento social, passaram a abordar quedas do PIB em 2020 que podem ultrapassar 5,0% em relação ao ano anterior. Esse (atual) cenário é desafiador no que tange as previsões de receitas públicas, em especial as receitas de maior peso – as tributárias – em função de sua relação com a atividade econômica.

O gráfico abaixo evidencia a evolução do desempenho dos principais impostos que compõem a receita tributária do ERJ, no período de janeiro a maio, nos últimos cinco anos. Observa-se que a arrecadação tributária tem sua maior representatividade na receita de ICMS, que apresentou queda de 4,5% no período de janeiro a maio de 2020, frente ao mesmo período de 2019 – estabilizando-se no mesmo

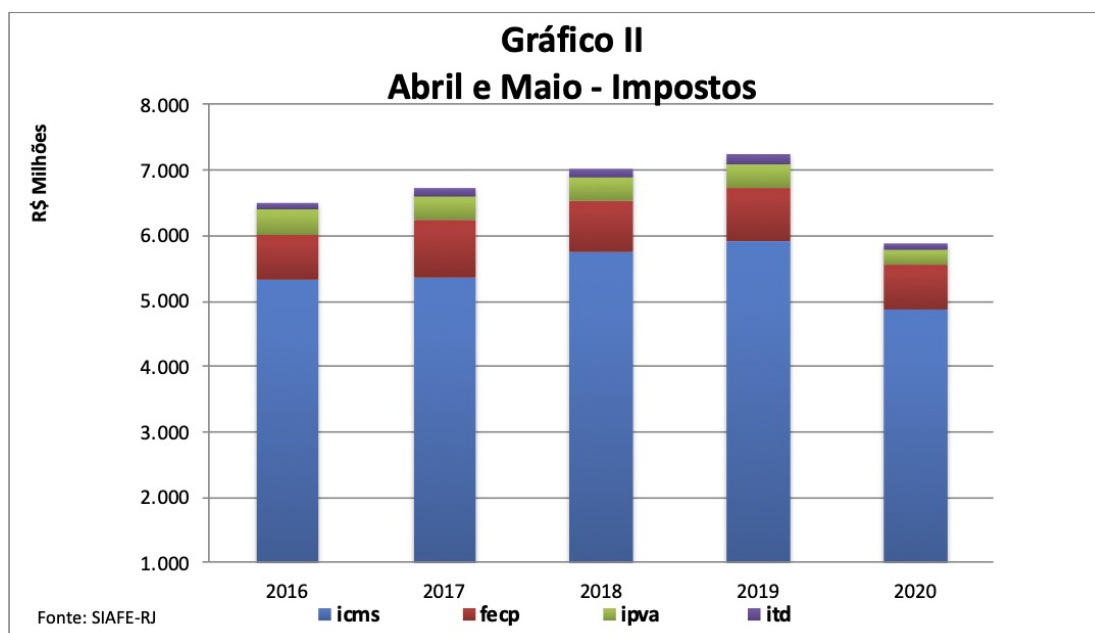
patamar de arrecadação nominal de 2018.

Com quedas ainda superiores em outros tributos, a arrecadação chegou -6,5% no acumulado entre janeiro e maio de 2020, tornando o somatório dos quatro principais tributos de competência estadual muito próximo, em termos nominais, da arrecadação verificada em 2017 para o mesmo período.



O resultado verificado acima se deve ao desempenho negativo verificado nos últimos dois meses – abril e maio – a partir das medidas de isolamento social para conter a acelerada transmissão do COVID-19, conforme determinações de diversas entidades ao redor do mundo.

Considerando-se o resultado da arrecadação somada nesses últimos dois meses, o gráfico abaixo nos permite visualizar que as receitas realizadas não encontram parâmetros próximos de desempenho nos últimos cinco anos.



Nos dois meses mais afetados até o momento pela crise generalizada, a arrecadação tributária registrou uma queda de 19,1% na comparação com o mesmo período de 2019. Considerando-se isoladamente cada imposto, o resultado é de queda em FECP (-14,0%), ICMS (-18,0%), IPVA (-34,7%) e ITD (-47,6%).

Em que pese a consideração de que as quedas na arrecadação tributária tendem a ser cada vez menores ao longo de 2020, a magnitude da crise que vem atingindo o Brasil e o mundo não deve permitir a recuperação do nível de arrecadação de 2019 já em 2021, isto é, a arrecadação dos principais impostos que compõem as receitas públicas do ERJ só devem atingir o patamar verificado em 2019 (R\$ 50,23 bilhões) em 2022 (R\$ 50,32 bilhões), em preços correntes. Esse resultado parece ser ainda mais factível quando

analisamos os parâmetros utilizados para o PIB em 2020 (-6,25%) e 2021 (+3,50%), de acordo com o Boletim Focus de 29/05/2020.

Espera-se que o **ICMS** contribua na peça orçamentária com cerca de R\$ 33,87 bilhões, R\$ 36,09 bilhões, R\$ 38,00 bilhões e R\$ 39,05 bilhões nos próximos quatro anos. Tais previsões seguem os parâmetros estabelecidos no Boletim Focus de 29 de maio de 2020, e estão amparadas na série histórica da arrecadação e, principalmente, na atual situação de crise e nas expectativas da conjuntura econômica brasileira e fluminense para os próximos anos. Nesse sentido, espera-se que a arrecadação retorne ao patamar de 2019 apenas em 2022 - em termos nominais, e a partir de então um crescimento anual mais próximo do verificado (médio) nos últimos três anos.

Para o **FECF** foi projetada uma arrecadação de R\$ 4,28 bilhões, R\$ 4,52 bilhões, R\$ 4,74 bilhões e R\$ 4,87 bilhões entre 2021 e 2024. Para tal previsão, utilizaram-se como base geradora os valores esperados para a arrecadação de ICMS. Em virtude de seu desempenho recente (2018 e 2019) abaixo da média dos últimos cinco anos e dos efeitos da atual crise, espera-se para este tributo o retorno ao patamar (nominal) de arrecadação de 2019 apenas em 2022, como ocorre com o ICMS.

A Lei 4056/2002 ao instituir o FECF, estabeleceu sua vigência para o período de quatro exercícios - 2003 a 2006. Contudo, diante da clara relevância destes recursos para o ERJ, principalmente por sua destinação afetar sobremaneira funções-chave como saúde, educação, habitação e assistência social, o prazo legal para vigência do tributo tem sido constantemente prorrogado. Em dezembro de 2019, a Lei nº 8643 prorrogou mais uma vez, até dezembro de 2023, a vigência do adicional relativo ao FECF.

Para o **IPVA**, os valores esperados são de R\$ 2,67 bilhões, R\$ 2,60 bilhões e R\$ 2,56 bilhões e R\$ 2,48 bilhões para triênio 2021 - 2024. Diferentemente dos impostos anteriores, o IPVA está com previsão de queda nominal na arrecadação para os próximos anos. Este resultado se deve, principalmente, ao desempenho igualmente inferior em relação aos outros tributos nos últimos três anos; além do resultado da arrecadação dos últimos meses, já captados pelo modelo, também muito inferior ao registrado no ICMS e FECF.

Com relação ao **ITD**, foram projetados R\$ 1,21 bilhão, R\$ 1,24 bilhão, R\$ 1,28 bilhão e R\$ 1,30 bilhão para 2021, 2022, 2023 e 2024, respectivamente. Mesmo após o desempenho nos últimos três anos aquém dos anos anteriores - e mesmo considerando-se queda acentuada nos últimos meses (abril e maio) de 2020, o modelo está apontando para um baixo crescimento da arrecadação do referido tributo a partir de 2021, mas no patamar (nominal) da arrecadação verificada em 2017.

Para o **IRRF**, os valores estimados são de R\$ 4,54 bilhões, R\$ 4,84 bilhões, R\$ 5,15 bilhões e R\$ 5,46 bilhões para os próximos quatro anos, respectivamente. O critério de projeção adotado teve como base a estimativa de crescimento da folha de pessoal para os próximos anos, diferentemente do comportamento dos tributos anteriores, isto é, seu comportamento está desassociado de indicadores de atividade econômica, o que o torna sua evolução ao longo dos anos mais rígida e estável, principalmente se considerarmos as limitações atuais para o crescimento da folha salarial. Nesse sentido, as previsões para a arrecadação do IRRF nos próximos anos estão em linha com a evolução dessas receitas nos últimos anos.

Receita Patrimonial projetada para 2021, 2022, 2023 e 2024: R\$ 13,73 bilhões, R\$ 13,39 bilhões, R\$ 13,44 bilhões e R\$ 13,23 bilhões

Dentre estas receitas, destaca-se o valor projetado para Participações Governamentais provenientes da exploração do petróleo e gás (Royalties e Participações Especiais), que ocupam quase a totalidade das receitas patrimoniais e estão estimadas em R\$ 13,64 bilhões para o ano de 2021.

Esta previsão teve como base a estimativa de produção fornecida pela Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP)^[4], Autarquia Federal responsável por promover a regulação, contratação e fiscalização das atividades econômicas integrantes da indústria do petróleo. Para 2022, 2023 e 2024, espera-se arrecadar R\$ 13,29 bilhões, R\$ 13,33 bilhões e R\$ 13,12 bilhões, respectivamente.

A projeção da Receita de Participações Governamentais foi feita considerando a estimativa do preço do barril de petróleo tipo Brent de US\$ 48 da Energy Information Administration - EIA^[5] para todo período em análise por se tratar de referência no assunto em questão. Para a variável câmbio, utilizou-se o Boletim FOCUS orientador dessa PLOA, publicado em 29/05/2020.

Transferências Correntes – R\$ 2,96 bilhões (2021), R\$ 3,16 bilhões (2022), R\$ 3,36 bilhões (2023) e R\$ 3,56 bilhões (2024)

As Receitas de Transferências Correntes são compostas basicamente, pelas transferências constitucionais e legais de recursos da União para os Estados. Destacam-se pela maior relevância o Fundo de Participação dos Estados - FPE, o IPI-Exportação, o Salário Educação e a Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico – CIDE.

Abaixo é descrita a metodologia aplicada na estimativa de cada uma dessas receitas:

FPE – R\$ 1,54 bilhão em 2021 – Formado por percentual de 21,5% da arrecadação líquida do Imposto de Renda e Proventos de Qualquer Natureza (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI). Estima-se expansão de aproximadamente 4,00% em 2021, em comparação ao valor previsto para 2020 – cujo resultado está relacionado com a expectativa de repasse dos valores relativos ao FPE divulgados pelo

Governo Federal de acordo com o Decreto nº 10.385 de 30/05/2020. Para 2022, 2023 e 2024, aplicando-se fator de correção orientado pelo Boletim FOCUS e constante nos itens I e III- Tabela II- dessa NT, os valores estimados são de, respectivamente, R\$ 1,64, R\$ 1,75 bilhão e R\$ 1,85 bilhão.

IPI-Exportação - R\$ 929 milhões – A Constituição de 1988 determina em seu artigo 159 inciso II o repasse de 10% da arrecadação do IPI para os Estados e Distrito Federal, distribuídos proporcionalmente ao valor das respectivas exportações de produtos industrializados, como forma de compensação à desoneração das exportações. Da mesma forma que o FPE, considerou-se nessa previsão a expectativa de repasse do Governo Federal para 2020 - publicada em maio do mesmo ano no sítio da STN, e fator de correção para os demais anos. Para 2022, foi previsto o valor de R\$ 990 milhões; para 2023, R\$ 1,05 bilhão e, para 2024, R\$ 1,12 bilhão.

Salário Educação – R\$ 458 milhões - A estimativa para 2021 considerou taxa de crescimento em relação ao valor estimado pelo FNDE para 2020, em linha com as receitas anteriores, tendo como hipótese a manutenção da participação do Estado no montante a ser repartido com os municípios. Para os exercícios de 2022, 2023 e 2024, a receita está estimada em R\$ 488 milhões, R\$ 519 milhões e R\$ 551 milhões, respectivamente.

Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico – CIDE - R\$ 35 milhões – Essa receita, assim como a maioria das transferências constitucionais, foi estimada com base no Decreto nº 10.385/2020 de previsão de receitas a serem transferidas em 2020 pela Secretaria do Tesouro Nacional. Para 2022, o valor previsto é de R\$ 38 milhões e, para 2023 e 2024, a expectativa de repasse é de R\$ 40 milhões e R\$ 43 milhões, respectivamente.

[1] Boletim Focus de 20/03/2020.

[2] Disponível em: <https://www1.folha.uol.com.br/mercado/2020/03/economia-brasileira-pode-retrair-44-em-2020-por-coronavirus-diz-fgv.shtml>

[3] Disponível em: <http://www.anp.gov.br/dados-estatisticos>

[4] Informações disponibilizadas através do Convênio de Cooperação ANP/Estado do Rio de Janeiro nº 01/15. Previsão fornecida em janeiro de 2020.

[5] <https://www.eia.gov/outlooks/steo/> em 09/06/2020.

Eduardo Brandão de Andrade

Coordenador de Projeções e Acompanhamento de Metas Fiscais e Estudos Econômicos
ID 5007485-7

Liliane Figueiredo da Silva

Superintendente de Relações Federativas, Transparência Fiscal e Projeções de Receita
ID 5010187-0

De acordo,

Daniela de Melo Faria

Subsecretária de Política Fiscal
D 4318621-1

ANEXO 1

METODOLOGIA DE CÁLCULO

Como já descrito em Notas anteriores que tratam da mesma matéria, os tributos são estimados pela aplicação de modelos estatísticos construídos através de técnicas de econometria de séries temporais[1], cuja descrição da metodologia, segundo autores consagrados, está descrita a seguir.

Uma série temporal é qualquer conjunto de observações de dados numéricos sequencialmente ordenados no tempo, visando identificar e isolar os fatores de influência da série, indagar o mecanismo gerador da série temporal, fazer previsões de valores futuros da série, localizar os padrões não-aleatórios ou averiguar a ausência desses padrões, além de descrever apenas o comportamento da série, pesquisar intermitências relevantes nos dados, entre outros. Nesses casos, os padrões não-aleatórios são considerados como um indício de que determinado sistema ou processo está fora de controle.

De acordo com Morettin e Tolói (2006)[2], dois enfoques são utilizados na análise de séries temporais. No primeiro, o estudo é feito no domínio do tempo e os modelos propostos são paramétricos (parâmetros finitos); já no segundo, a análise é realizada no domínio de frequências e os modelos são os não-paramétricos.

“O pressuposto fundamental da análise de séries temporais é de que, aproximadamente da mesma maneira, os fatores que influenciaram padrões da atividade no passado e no presente permanecerão a fazê-lo, no futuro” (BERENSON; STEPHAN; LEVINE, 2005)[3].”

Kazmier (1982)[4] expõe que a análise de série temporal é o meio pelo qual são identificados e separados os fatores ligados com o tempo que agem sobre os valores observados na série. Uma vez identificados, podem ser empregados para ajudar na interpretação e na projeção de valores da série temporal.

Segundo Morettin e Tolói (2006) as séries temporais podem ser decompostas em quatro componentes básicos: tendência, variações cíclicas, variações sazonais e variações irregulares. Ainda de acordo com os mesmos autores, em várias situações uma série temporal pode demonstrar comportamentos que não se encaixam na suposição de um processo linear. Alguns deles podem ser, por exemplo, mudanças repentinas, variância condicional evoluindo no tempo (volatilidade) e irreversibilidade no tempo.

É importante que o pesquisador, ao trabalhar com séries temporais, atente para uma questão fundamental: a estacionariedade da série. Do ponto de vista qualitativo, uma série estacionária é aquela que está em EQUILÍBRIO ESTATÍSTICO, no sentido que contém NENHUMA TENDÊNCIA, enquanto que uma série não-estacionária é aquela cujas propriedades mudam com o tempo.

Na prática, as séries são usualmente de três tipos: aquelas que exibem propriedades de estacionariedade em longo período; aquelas que possuem uma razoável estacionariedade em períodos curtos; e séries que são obviamente não estacionárias, no sentido que suas propriedades estão continuamente mudando com o tempo.

Neste sentido, a estacionariedade implica que a média e a função de auto correlação de uma série de dados não muda com o tempo. Diferentes pedaços de uma série de dados estacionária (por exemplo, os dados observados hoje e no futuro) podem ser considerados como tendo uma mesma média e mesma variância. Além disso, uma correlação entre variáveis em uma série estacionária é determinada apenas pela sua separação no tempo (ou seja, pela defasagem entre um período de tempo e outro) e não pela sua absoluta posição no tempo.

A maior parte dos métodos que trata com não-estacionariedade de séries temporais está baseada em técnicas para remover ou filtrar a parte não-estacionária, deixando apenas a parte que pode ser tratada como estacionária.

Quando a série é estacionária, os resultados da estatística tradicional são válidos. No entanto, quando a série apresenta raiz unitária (indicador de não estacionariedade[5]) há estimadores visados, comprometendo, consequentemente, a validade dos resultados. Por isso, é importante a aplicação dos testes de raiz unitária na análise estatística de séries econômicas.

Em todas as estimativas realizadas pela SEFAZ, as séries foram tratadas de forma a se tornarem estacionárias.

Para tornar uma série estacionária, costuma-se utilizar o método das diferenças. Isto é, gera-se uma nova série de dados formada pela diferença dos dados da série original. Em alguns casos, é necessário gerar uma terceira ou quarta ou quantas forem necessárias a partir de uma nova diferença.

O número de diferenças necessário para que uma série se torne estacionária é conhecido como ordem de integração da série. Se uma série deve ser diferenciada **d** vezes antes de tornar-se estacionária, então ela contém **d** raízes unitárias e é dita ser integrada de ordem **d**. Os testes de raízes unitárias são capazes de detectar se a série foi suficientemente diferenciada para se tornar estacionária.

A incorreta identificação de ordem de integração (ou número de raízes unitárias) pode conduzir ao que ficou denominado de regressão espúria, ou seja, apesar dos testes estatísticos do modelo de regressão apresentarem-se significativos, os seus resultados não têm significado econômico. (HARRIS, 1995)[6].

III.1 – Uma discussão acerca da estacionariedade

Como vimos, a aplicação de econometria de séries temporais implica a utilização de séries estacionárias. Entretanto, se a variável explicativa e a variável dependente são ambas não estacionárias de mesma ordem (denominadas integradas de ordem **d**, para **d** maior que zero), as regressões são chamadas cointegradas e por isso possuem características interessantes.

A interpretação econômica da cointegração consiste no seguinte: se duas ou mais séries não

estacionárias estiverem ligadas por uma combinação linear de forma que haja uma relação de equilíbrio de longo prazo, então mesmo que isoladamente contenham uma tendência estocástica, elas irão ter um percurso bastante próximo ao longo do tempo e a diferença entre elas será estacionária.

O conceito de cointegração indica um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema econômico converge no tempo. Nesse caso, é uma equação de cointegração que determina a relação entre as variáveis.

Uma série com uma tendência estocástica se caracteriza diferentemente de uma tendência determinística por não possuírem caráter transitório, mas permanente. A diferença é interpretada economicamente como a resposta dos agentes a eventuais choques externos ao modelo.

Quando a série é não estacionária, diz-se que possui raiz unitária. Existem diversos testes de raiz unitária: Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), entre outros.

Na maioria dos testes a hipótese nula [7] é de que a série tenha raiz unitária (não estacionariedade). A exceção é o teste KPSS onde a hipótese nula é de que não existe raiz unitária (estacionariedade).

O teste mais simples de raiz unitária pode ser realizado sob uma série temporal do tipo auto regressivo de ordem um (isto é, os valores correntes da série dependem do valor da série no “tempo” anterior), um AR (1), com erros independentemente e identicamente distribuídos. Em termos matemáticos:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t, (1)$$

Se $\alpha = 1$, y_t será não estacionário. Intuitivamente, é possível perceber que valores presentes (y_t) acumularão os choques nos valores passados (y_{t-1}) e a tendência será de divergência da série.

Exemplificando, supondo uma série de três períodos do tipo AR(1) e é dado o valor inicial da série Y_1 .

$$Y_3 = \alpha y_2 + \varepsilon_3, (2)$$

$$Y_2 = \alpha y_1 + \varepsilon_2, (3)$$

$$Y_1 = c (4)$$

Além de que assumimos que $\alpha = 1$, ou seja, não estacionário. É possível recursivamente incluir um período no outro até ter somente uma equação. Primeiro substitui-se Y_1 em Y_2 :

$$Y_2 = 1.c + \varepsilon_2, (5)$$

Em seguida substitui-se Y_2 em Y_3 :

$$Y_3 = 1.(c + \varepsilon_2) + \varepsilon_3, (6), \text{ ou,}$$

$$Y_3 = c + \varepsilon_2 + \varepsilon_3,$$

A equação (6) ilustra o fato de que os choques no período dois serão permanentes em Y_3 . Como uma série temporal apresenta vários períodos, uma série estacionária tende a incorporar choques passados e ser explosiva (cresce indefinidamente).

O teste básico da raiz unitária consiste em:

$$H_0: \alpha = 1, y_t \text{ não é estacionário.}$$

$$H_1: |\alpha| < 1, y_t \text{ é estacionário.}$$

A solução no caso de raiz unitária será:

“Com uma tendência determinística, as variáveis podem ser transformadas em estacionárias pela inclusão de uma tendência temporal em qualquer regressão ou fazendo uma regressão preliminar sobre o tempo e subtraindo a tendência estimada. Com uma tendência estocástica, são necessários testes quanto à cointegração e não estacionariedade.” [Gujarati (2000, p. 730)].

III.1.1 – Dickey-Fuller

O teste de DICKEY-FULLER segue a ideia do teste básico explicitado anteriormente. O teste permite avaliar o ajustamento dos valores defasados, por meio do coeficiente, a diferença da variável dependente. Em sua versão mais completa inclui-se tendência (t) e uma constante. A inclusão da tendência e da constante visa eliminar o efeito dessas sobre a variável dependente. A hipótese a ser testada nesse modelo corresponde a hipótese nula de que a série não é estacionária; contra a hipótese alternativa de que a série não é integrada, ou seja, trata-se de uma série estacionária ($H_1: y_t \text{ é } I(0)$).

III.1.2 – Dickey-Fuller Aumentado

A intuição por trás deste teste é que, se a série é integrada (possui raiz unitária), então o nível defasado da série (y_{t-1}) não fornecerá informação relevante para prever a variável dependente, além da informação fornecida por alterações em (Δy_{t-p}). Pode-se adicionar na eq. (1) valores defasados da variável endógena (Δy_t). Nesse caso, a hipótese nula (não estacionariedade) não é rejeitada. Novamente testar a significância do coeficiente de y_{t-1} do DICKEY-FULLER AUMENTADO implica em testar a raiz unitária.

III.1.3 – Phillips-Perron

O Phillips-Perron corrige para qualquer correlação serial e heterocedasticidade encontrada nos erros u_t , modificando as estatísticas de teste Dickey Fuller. Estatísticas de teste de Phillips e Perron podem ser vistas como as estatísticas de Dickey-Fuller realizadas de forma robusta para correlação serial usando o Newey-West (1987) correção de heterocedasticidade e autocorrelação. Uma vantagem dos testes PP ao longo dos testes ADF é que os testes PP são robustos para as formas gerais de heterocedasticidade do erro u_t .

III.1.4 – Cointegração

Se uma série deve ser diferenciada d vezes antes de tornar-se estacionária, então ela contém d raízes unitárias e é dita ser integrada de ordem d , denotada $I(d)$. Considere duas séries de tempo y_t e x_t , ambas $I(d)$, em geral, qualquer combinação linear dessas duas séries também será $I(d)$. Por exemplo, os resíduos obtidos da regressão de y_t contra x_t serão $I(d)$. Se, entretanto, existir um vetor β , tal que o termo de erro da regressão é de menor ordem de integração, define-se y_t e x_t como integradas de ordem (d, b) . Portanto, se y_t e x_t são ambas $I(1)$ e $\mu_t \sim I(0)$, as duas séries serão cointegradas de ordem $CI(1,1)$. Assim, pode-se estimar a relação de equilíbrio de longo prazo entre y_t e x_t .

Para usar o teste ADF para determinar a ordem de integração das séries de modo automático, estimamos inicialmente a equação completa de Dickey-Fuller Aumentado que compreende uma tendência, uma constante, e componentes autorregressivos, e medimos a existência de raiz unitária empregando a estatística ADF. Caso H_0 seja rejeitada, conclui-se que não existe raiz unitária e o procedimento é terminado.

Caso não se rejeite a hipótese nula, deve-se testar a hipótese nula de que a constante seja nula. E assim por diante, testamos com ou sem um componente até o esgotamento das possibilidades. Se todas as hipóteses forem rejeitadas, a série não possui raiz unitária. Caso contrário, ela possui raiz unitária e não é estacionária.

Em cada uma das equações acima, o número de defasagens utilizado (p) foi escolhido de acordo com o critério mais geral e caminhando para o mais simples. Em outras palavras, parte-se de um número máximo e o reduz ao mínimo. Se a defasagem

for significativa ao nível de 5%, a mesma é mantida. Caso aquela não seja, a equação é estimada novamente, para uma defasagem menor, sendo novamente verificado o nível de significância da defasagem. O procedimento continua até que o coeficiente seja significativo ao nível de 5%.

É importante enfatizar que os resultados dos testes anteriormente descritos não são robustos, podendo ser inconclusivos, se houver quebra estrutural. As estatísticas ADF são viesadas à não-rejeição da raiz unitária. Por isso, aplica-se outro teste mais robusto, que no nosso caso o método escolhido é o teste de Perron.

Perron (1989) argumentou que na presença de quebra estrutural na tendência determinista os testes de raiz unitários indicam indevidamente a presença de raiz unitária. Para lidar com o problema da quebra estrutural, Perron (1989) desenvolveu um procedimento para avaliar a raiz unitária admitindo a inclusão de uma quebra estrutural exógena. Ou seja, a quebra estrutural é conhecida. No entanto, há uma literatura extensa sobre quebras endógenas no qual a data da quebra é determinada seguindo critério de identificação através de procedimentos que identifiquem o outlier.

III.2 – SARIMA

Box e Jenkins (1970) introduziram os modelos ARMA e ARIMA onde o primeiro trabalha com variáveis no nível e o segundo com equações em diferença. A escolha entre os dois modelos é determinada pela estacionariedade[8] das séries.

Nestes modelos a finalidade é encontrar uma equação que represente a série temporal X_t , por meio de uma estrutura dependente dos seus valores passados, X_{t-1}, \dots, X_{t-p} e seus erros de previsão um passo à frente, e_{t-1}, \dots, e_{t-q} , onde cada e_{t-q} , para todo $q < n$, é igual a $X_{t-q} - XP_{t-q}$, onde XP_{t-q} é a previsão de X_{t-q} utilizando informações amostrais até o período $t-q-1$.

O componente dependente de seus valores passados é a parte autorregressiva. O componente de médias móveis utiliza valores defasados dos erros de previsão para desenvolver a capacidade preditiva do modelo. A junção dos dois componentes constrói o modelo ARMA.

No caso de não estacionariedade devemos utilizar o modelo em diferenças. A determinação de em quantas diferenças deve-se trabalhar é o limite até que a série se torne estacionária. Quando determinado processo é não estacionário e sua diferença é estacionária ele é denominado um processo integrado.

Um modelo ARIMA (p, d, q) para determinada série de tempo X_t é um modelo no qual X_t é

integrável de ordem d , a defasagem do processo autor-regressivo é de ordem p e a defasagem da média móvel é de ordem q .

Para inclusão dos componentes sazonais basta extrair os efeitos esperados da mesma forma que a utilização usual do ARIMA. Para tanto, um modelo ARIMA-Sazonal, denominado por SARIMA, é denotado por ARIMA (P, D, Q)_s, onde P é a ordem do componente autor-regressivo sazonal, D é a ordem das diferenças sazonais e Q é a ordem da média móvel sazonal. Em outras palavras, multiplica-se ao modelo central ARIMA, o efeito de um ARIMA com ordens sazonais. Por exemplo, o AR(1) com sazonalidade anual é na verdade um AR(12). A ideia é extrair a sazonalidade por meio de inclusão dos efeitos auto-regressivos com os períodos sazonais.

Devido as propriedades das séries de tempo, que apresentam tendência, sazonalidade e movimentos cíclicos, é desejável se combinar o modelo ARIMA tradicional com o modelo SARIMA puro, obtendo-se então o modelo ARIMA (p,d,q) x SARIMA(P,D,Q)_s, isto é, constrói-se o modelo ARIMA com AR(p), MA(q) e integrado de ordem d e decompõe-se os efeitos sazonais por meio de um SARIMA.

III.3 – VAR

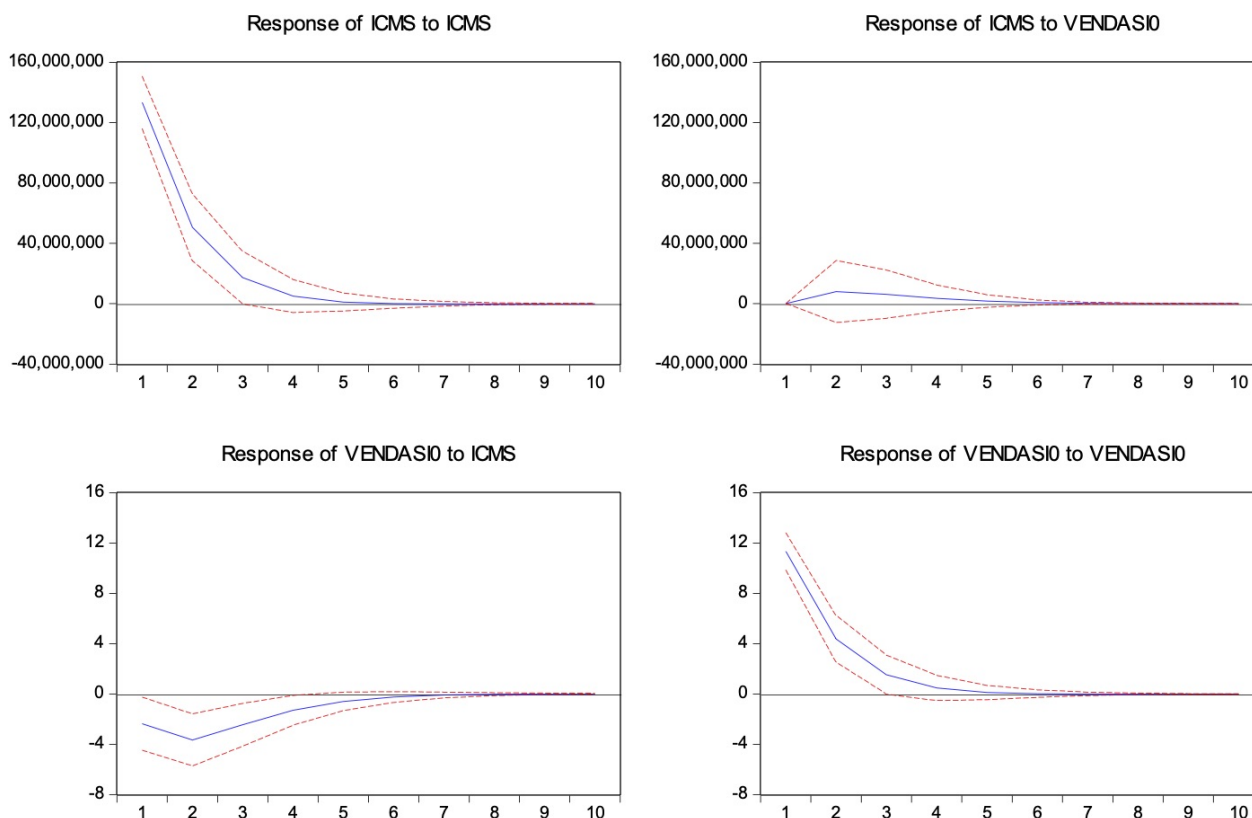
Se uma variável em um modelo multivariado não parece ser exógena, uma extensão natural é tratar cada variável simetricamente. Diferente dos modelos anteriores em que existia uma variável a ser explicada e as demais eram consideradas como conhecida, no VAR as variáveis se afetam e existe uma equação para cada uma.

No caso de duas variáveis, devemos considerar que elas se afetam mutuamente pelos seus valores correntes e passados, este caso é denominado como bivariado simples. No modelo bivariado simples existirá um conjunto de equações simultâneas onde cada uma das variáveis está presente na determinação das outras variáveis. Logo, são duas equações, um para cada variável, podendo constar ambas as variáveis defasadas. E na equação de determinação de uma variável pode constar a outra variável no nível.

Podemos adicionar quaisquer instrumentos já válidos nas regressões simples do MQO: variáveis exógenas ao modelo que afetem tanto Z_t quanto Y_t ; dummies para efeitos sazonais; dummies para outliers, etc.

Para avaliação da relação entre as variáveis pode-se plotar o gráfico de impulso resposta (como uma variável reage a um impulso nela mesmo ou em outra). Abaixo exemplificamos a sua forma:

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



III.4 – O Modelo Univariado Estrutural

O termo estrutural é definido para indicar uma especificação selecionada que identifique os componentes de interesse: tendência, sazonal e irregular. Como os modelos econométricos convencionais, os modelos univariados empregados podem ser apresentados na forma estrutural e na forma reduzida. Alguns modelos são identificáveis e outros não observáveis. Descrevemos a seguir, separadamente, as especificações utilizadas para identificar cada componente não observável da série de tempo (tendência e sazonal) e apresentamos a forma reduzida dos modelos adotados, que têm uma representação ARIMA.

III.4.1 – Tendência

Na abordagem modelo-orientada, que tem dominado a literatura mais recentemente, a tendência é estudada com intuito de extrapolá-la para o futuro. Esta é definida com base nas suas propriedades de predição.

Nesse contexto a tendência é definida como aquele componente da série, para o qual o seu valor dessazonalizado tende, à medida que se aumenta o horizonte de previsão. Ou seja, a previsão de longo prazo da série dessazonalizada é igual à sua tendência.

Foram utilizadas duas especificações de tendência: sem taxa de crescimento (taxa de crescimento igual à zero) e com taxa de crescimento. Apresentamos a seguir as duas especificações alternativas para a tendência.

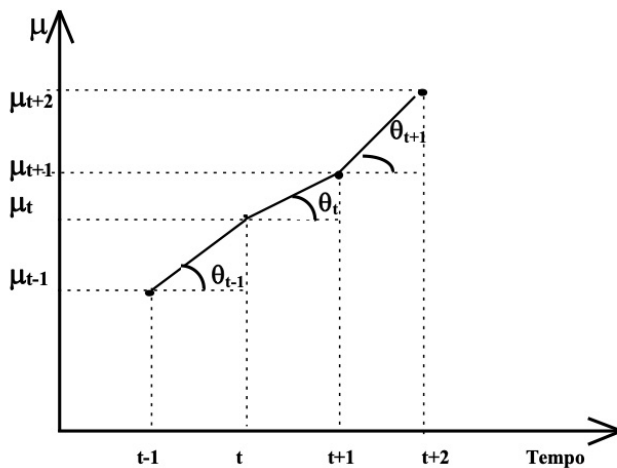
III.4.1.1 – Com Taxa de Crescimento

Neste caso a tendência é uma função linear do tempo e é válida localmente (tendência local). O nível dependerá de seu valor defasado AR(1) e de uma taxa de crescimento além dos choques estocásticos. Já a evolução do crescimento da Tendência é determinada pelo valor do crescimento no período anterior AR(1).

A relação entre a tendência e os valores dessazonalizados da variável de interesse (y_t) é dada por uma regressão simples:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (7)$$

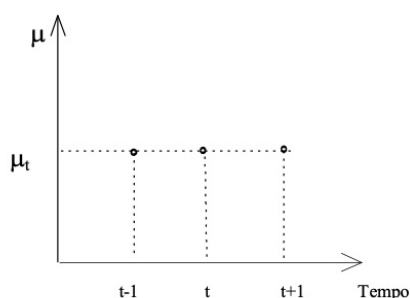
Observando-se o gráfico abaixo é fácil ilustrar o comportamento de uma tendência com crescimento. A partir de um valor inicial para o nível (μ_{t-1}), a tendência cresce a uma taxa de crescimento β_t (que é igual a $\tan \theta_t$).



A versão não estocástica apresentada não é interessante, pois não admite projeção da tendência da série. Na versão estocástica estimam-se os valores de μ e β , ao longo do tempo.

III. 4.1.2 – Sem Taxa de Crescimento

No modelo sem taxa de crescimento, a forma estrutural que permite identificar a tendência local depende apenas dos valores defasados da tendência. O gráfico a seguir apresenta o padrão das observações da série dessazonalizada, consistente com este tipo de tendência no caso não estocástico:



Como pode ser visto no gráfico, a tendência será constante ao longo do tempo, podendo se alterar em caso de choques.

III. 4.1.3 – Sazonal

Este componente é usualmente modelado em termos de variáveis ‘dummies’ estocásticas (fatores sazonais). Assim o componente sazonal pode se modificar no tempo, mas satisfazendo sempre a restrição de que a soma dos fatores sazonais tem esperança zero e variância constante (por exemplo, os efeitos sazonais permanecem dentro do ano). Uma forma alternativa de modelar sazonalidade é através de uma série de senos e cossenos.

III. 4.1.4 – Modelo Estrutural Completo

O tratamento estatístico dos modelos estruturais está balizado no formato de espaço de estados. Espaço de estados é um modo particular de escrever modelos lineares a tempo discreto, sendo determinada através de equações estocásticas de diferenças. A forma de espaço de estados é aplicada a uma série temporal yt multivariada. O modelo estrutural completo possui tendência, taxa de crescimento, componentes cíclicos e componentes sazonais.

Para proporcionar uma maior flexibilidade ao processo de modelagem, o artifício utilizado foi constituir uma dinâmica estocástica para as componentes de tendência e sazonalidade, no sentido de admitir que estas componentes possam variar ao longo do tempo.

Por isso, o uso desse modelo completo abarca melhor a estimação das variáveis, levando em considerações componentes não observáveis.

[1] A Secretaria de Fazenda utiliza-se de alguns modelos usualmente aplicados por pesquisadores e disponíveis na literatura, são eles: Modelos Estruturais, VAR (vetor autorregressivo), VECM (modelo de correção de erro), TAR (modelos com mudança de regime) e SARIMA (modelos autorregressivos integrados com médias móveis e componentes sazonais).

[2] MORETTIN, P. A.; TOLÓI, C. M. C. *Análise de séries temporais*. 2. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2006. 538 p.

[3] BERENSON, M. L.; STEPHAN, D; LEVINE, D. *Estatística: teoria e aplicações usando microsoft excel em português*. 3ed. Rio de Janeiro: LTC - Livros Técnicos e Científicos, 2005. 840 p.

[4] KAZMIER, L. J. *Estatística aplicada à economia e administração*. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil, 1982. 386 p.

[5] Variáveis cujas médias e variâncias mudam ao longo do tempo são conhecidas como não estacionárias ou variáveis com raiz unitária. Além disso, a literatura que estuda a raiz unitária mostra que a estimação pelos métodos clássicos, tal como o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), para estimar relacionamentos entre variáveis que contenham raiz unitária, leva a resultados incorretos, conceito que justamente ilustra o problema de regressão espúria.

[6] HARRIS, R.I.D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London, 1995, 176p.

[7] Hipótese nula é a proposição base do teste, podendo ser aceita ou não.

[8] Uma série temporal é estacionária quando ela se desenvolve aleatoriamente, no tempo, em torno de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável.



Documento assinado eletronicamente por **Eduardo Brandão de Andrade, Analista de Finanças Públicas**, em 10/07/2020, às 21:07, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento nos art. 21º e 22º do [Decreto nº 46.730, de 9 de agosto de 2019](#).



Documento assinado eletronicamente por **Liliane Figueiredo da Silva, Superintendente**, em 10/07/2020, às 21:08, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento nos art. 21º e 22º do [Decreto nº 46.730, de 9 de agosto de 2019](#).



Documento assinado eletronicamente por **Leandro Diniz Moraes Pestana, Superintendente**, em 10/07/2020, às 21:08, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento nos art. 21º e 22º do [Decreto nº 46.730, de 9 de agosto de 2019](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site http://sei.fazenda.rj.gov.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=6, informando o código verificador 5827157 e o código CRC CF79D8E1.

