

Subsecretaria de Política Fiscal

NOTA TÉCNICA SUPOF/SEFAZ-RJ N° 10 /2017

DATA: 10/07/2017

ASSUNTO: Metodologia e premissas das Receitas para o período 2018-2020

I. 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 2018, 2019 e 2020.

II. Referencial legal: O Decreto nº 45.997, de 22 de maio de 2017 que dispõe acerca da revisão da programação do Plano Pluriannual para o período 2017/2020 e da Proposta Orçamentária para 2018, em seu Artigo 12, estabelece que “*a Secretaria de Estado de Fazenda deverá detalhar no SIPLAG as projeções de Receitas de origem Tributária, de Transferências, de Operações de crédito, de Royalties e das demais receitas do Tesouro para o período 2018/2020, acompanhadas de metodologia e de memória de cálculo*”. No Artigo 13, o Decreto determina que “*os Órgãos que possuam recursos próprios, bem como os que recebam recursos originários de Operações de Crédito diretas e/ou Convênios, sejam responsáveis pelas respectivas projeções de Receita para o referido período*”.

III. 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. Eleyon Caiado Rocha Lima da UERJ; são três as especificações básicas empregadas para aferir as diversas rubricas de receita para o período 2018-2020, a saber:

Subsecretaria de Política Fiscal

- Métodos Econométricos por extração 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 a seguir, nortearam as estimativas das diversas Naturezas de Receita apresentadas para a Lei de Diretrizes Orçamentárias LDO:

ESPECIFICAÇÃO	Parâmetros LDO 2018			
	2017	2018	2019	2020
PIB Nacional (variação % anual)	0,48	2,37	2,50	2,50
Taxa de Câmbio (R\$/USS - valor médio anual)	3,18	3,37	3,50	3,60
IGP-DI (variação % anual)	4,62	4,68	4,50	4,50
IPCA (variação % anual)	4,36	4,50	4,50	4,50
Taxa SELIC (média anual)	10,75	9,00	9,00	9,00
PIB (valor absoluto em R\$ milhares)	5.724.938	5.550.681	6.007.198	6.157.378

Fonte: Boletim Focus de 24/2/2017 (parâmetros); IBGE (PIB 2015).

Embora Boletins oficiais mais recentes já apontem para alterações em alguns desses indicadores, acenando para uma mudança de perspectiva da economia, para a Lei de Orçamento – LOA 2018, com exceção da Receita de Participações Governamentais e de ICMS, estamos ratificando os valores estimados na LDO.

Para essas duas receitas, aplicamos parâmetros mais atuais, o mesmo que orientou a estimativa de Receita da LOA 2018 dos demais órgãos do ERJ, conforme tabela a seguir.

Subsecretaria de Política Fiscal

ESPECIFICAÇÃO	Parâmetros LDA 2018			
	2017	2018	2019	2020
PIB Nacional (variação % anual)	0,41	2,30	2,50	2,5
Taxa de Câmbio (R\$/US\$ - valor médio anual)	3,22	3,36	3,46	3,5
IPC-DI (variação % anual)	1,05	4,50	4,50	4,5
IPCA (variação % anual)	3,71	4,37	4,25	4,25
Taxa SELIC (média anual)	10,28	8,50	8,75	8,5
PIB (valor bruto em R\$ milhões)	6.265.168	6.409.267	6.569.499	6.723.736

Fonte: Boletim Focus de 09/06/2017 (parâmetros)

No item IV comentam-se os resultados do método aplicado a cada imposto e, no item V, apresenta-se a memória de cálculo dos valores de cada uma das rubricas das Receitas administradas pelo Tesouro Estadual, resultado de estudos desta Subsecretaria. 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.

IV – Os modelos escolhidos para estimação empírica:

IV.1 – ICMS

Para previsão do ICMS optou-se por utilizar o modelo VAR dependendo exogenousamente do PIB brasileiro (determinado pelas expectativas do boletim FOCUS) e consumo de petróleo (projeto por ARIMA). Endogenamente ao ICMS são previstas as vendas no varejo do Estado do Rio de Janeiro. Como ambas as variáveis tem correlação direta entre si, a escolha pelo VAR se tornou uma exigência conjectural. Na tabela abaixo podemos ver como se comportou o modelo. O R^2 ajustado para o ICMS foi satisfatório, atingindo 0,86. O ajustamento do modelo para as vendas também é satisfatório, de 0,86.

Subsecretaria de Política Fiscal

Vector Autoregression Estimates – VAR

	LOG(ICMS)	LOG(VENDASVAREJO)
LOG(ICMS(-1))	0.436361	0.167151
LOG(ICMS(-2))	0.096851	-0.116310
LOG(VENDASVAREJO(-1))	0.288108	0.021005
LOG(VENDASVAREJO(-2))	0.169346	-0.034474
C	6.889884	-12.086982
LOG(PIB)	0.021854	0.295031
LOG(PETROLEO)	0.199518	0.894198
LOG(TAXADECAMBIOEFETIVA)	-0.053612	-0.053487
R ²	0.866389	0.869073
R ² ajustado	0.861173	0.862405
F-statistic	151.8486	153.2200

IV.2 – IPVA

Para previsão do IPVA modelamos pelo VAR que depende tanto exogenousmente quanto endogenamente do PIB brasileiro (determinado pelas expectativas do Boletim FOCUS), no Modelo, foi incorporado ao cálculo por ser uma *proxy* que influencia economicamente o mercado automobilístico. Na tabela abaixo podemos ver como se comportou o modelo. O R² ajustado para o IPVA foi adequado, alcançando 0,97. O PIB também é considerado um indicador significativo para as projeções de receita do IPVA, com ajustamento de 0,99.





Subsecretaria de Política Fiscal

IPVA - Vetor autoregressivo - VAR

	LOG(IPVA)	LOG(PIB)
LOG(IPVA(-1))	0,213556	-0,015953
LOG(IPVA(-2))	0,218644	0,00926
LOG(PIB(-1))	1,308988	0,73003
LOG(PIB(-2))	-0,985893	0,26138
C	5,605903***	0,23379
DUMMIEIPVA	0,069281	0,00086
Dummy (1)	2,576653**	0,07852
Dummy (2)	2,159914**	-0,01748
Dummy (3)	1,182769	0,05362
Dummy (4)	0,598297	0,00008
Dummy (5)	0,449266	0,00374
Dummy (6)	0,283948	0,00168
Dummy (7)	0,402389	0,01638
Dummy (8)	0,291333	0,00993
Dummy (9)	0,151069	-0,04442
Dummy (10)	0,170636	0,02373
Dummy (12)	0,187581	-0,01491
R ²	0,97643	0,992959
R ² ajustado	0,973933	0,992213
Estatística F	390,9667	1330,857

IV.3 - ITD

Nessa receita o modelo escolhido foi uma regressão simples dependente da inflação dos imóveis (ponderação entre IPG-M e índice Zap-móveis) adicionado dos óbitos, que buscam refletir as deflexões por causa mortis. Abaixo temos a regressão:

Regressão Simples do LOG(ITD)
Mínimos Quadrados Ordinários

Variable	Coeficiente	Erro Padrão	Prob.
LOG(OBITOS)	1,164851	0,002695	0,0000
DUMMIED LOG(INFLACAOIMOVEIS)	0,115890	0,027719	0,0000
R ²	0,27487		
R ² ajustado	0,27055		

Todas as variáveis são bastante significativas. A dummy diferencia as variáveis no tempo. Quando a dummy é 1 (um), o período analisado é anterior ao REFIS (programa de refinanciamento dos tributos devidos pelos contribuintes), em caso de zero, o período é posterior ao REFIS e por isso o coeficiente é maior.

Subsecretaria de Política Fiscal

IV.4 – FECP

O Fundo de Combate à 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 ambas as séries são parecidas.

Régressão Simples do LOG(FECP)
Mínimos Quadrados Ordinários

Variable	Coeficiente	Ero Padrão	Prob.
LOG(ICMS)	0,26970	0,01837	0,00000
C	7,61576	0,78722	0,00000
Dummy (1)	0,01948	0,02114	0,35870
Dummy (2)	-0,02823	0,02099	0,18060
Dummy (3)	-0,03536	0,02146	0,10200
Dummy (4)	-0,04867	0,02149	0,02530
Dummy (5)	-0,05685	0,02146	0,00940
Dummy (6)	-0,07746	0,02150	0,00050
Dummy (7)	-0,08256	0,02152	0,00020
Dummy (8)	-0,08750	0,02161	0,00010
Dummy (9)	-0,05916	0,02159	0,00710
Dummy (10)	-0,03391	0,02150	0,11880
Dummy (11)	-0,02414	0,02162	0,26840
Dummy Redução	0,25989	0,31633	0,00000
R ²	0,833274		
R ² ajustado	0,815212		
Estatística F	48,13405		
Prob(Estatística F)	0,00000		

IV.5 -Outras Receitas

As demais receitas foram estimadas por métodos não lineares e em estimações de caráter qualitativo, baseados em informações obtidas pelas inspetorias especializadas.



Subsecretaria de Política Fiscal

V. Estimativa de Receita

Receita Tributária 2017, 2018 e 2019 – R\$ 45,2 bilhões, R\$ 46,9 bilhões e R\$ 49,3 bilhões.

O arrefecimento da Receita Tributária no ERJ observado nos últimos anos tem refletido a deterioração da conjuntura econômica nacional com forte influência na economia fluminense. Já se fala em retomada do crescimento, mas, é de se esperar que, na esteira do imbróglio político e da lenta recuperação da economia nacional, não haja condições para significativa reversão do ambiente arrecadatório a curto prazo.

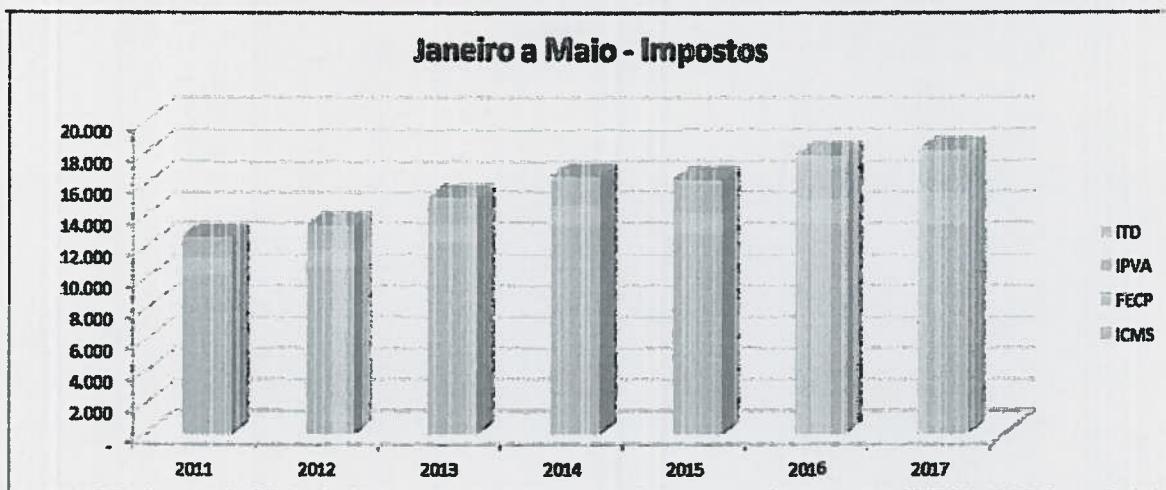
Destaca-se, no entanto, que o realinhamento das alíquotas tributárias, resultado de alterações da legislação estadual, ao produzir em 2016 efeitos positivos sobre a arrecadação do IPVA e do FECP, gerou uma base alta para fins de comparação com o comportamento em 2017, principalmente no que se refere à arrecadação do FECP que naquele ano registrou crescimento nominal de 35,5% em relação a 2015.

Verifica-se, diante disso, uma estabilização da Receita Tributária, já evidenciada nos primeiros cinco meses de 2017, registrando crescimento nominal de 4,9%, em relação a mesmo período de 2016.

A despeito do aumento da Receita Tributária, o reequilíbrio fiscal sujeita-se ao restabelecimento econômico de modo geral e ao avanço mais consistente da arrecadação.

A título de elucidação, o gráfico abaixo mostra a evolução da arrecadação dos principais impostos do ERJ no período de janeiro a maio. Agrupados, simbolizaram, neste ínterim, uma representação superior a 88% da Receita Tributária total.

Subsecretaria de Política Fiscal



Ressalte-se que, nos primeiros cinco meses do ano de 2017, a arrecadação conjunta do ICMS, FECP, ITD e IPVA apresentou crescimento nominal de 1,6% em relação ao mesmo período de 2016, incompatível com a inflação acumulada nos últimos doze meses, em relação a maio, que registrou um crescimento de 3,6%, segundo o IBGE. A tímida variação reflete a lenta recuperação da economia. Em que pese as alterações de alíquotas autorizadas em dezembro de 2016, os efeitos positivos constatados na arrecadação do IPVA e do FECP não foram suficientes para compensar a perda no ICMS.

Cabe acrescentar que as alterações de alíquotas autorizadas em 2015, provocaram expressivo aumento arrecadatório, sendo assim, neste ano, já incorporados os efeitos das mudanças tributárias, a tendência seja a estabilização da arrecadação desses impostos, minimizando os efeitos da crise econômica ainda presentes.

As expectativas do mercado financeiro, colhidas pelo Banco Central, sugerem ligeira retomada do crescimento em 2018, implicando aumento PIB Nacional da ordem de 2,2%. O mesmo boletim prevê inflação de 4,3% para o IPCA, reflexo da alta de juros verificada em 2016.

Com esse cenário, projeta-se que a Receita Tributária, (impostos e taxas), representará, no período 2018 a 2020, respectivamente, 77%, 76% e 75% do total das Receitas do Tesouro.

Espera-se que o ICMS contribua na peça orçamentária com cerca de R\$ 33,25 bilhões, R\$ 34,29 bilhões, e R\$ 36,00 bilhões nos próximos anos. Tais previsões

Subsecretaria de Política Fiscal

seguem os parâmetros estabelecidos no Boletim Focus datado de 09 de junho de 2017, e estão amparadas na série histórica da arrecadação, nas expectativas da conjuntura econômica brasileira e fluminense além de mudanças pontuais na legislação tributária, autorizadas no final de 2016, nas operações com energia elétrica, serviços de comunicação, gasolina chope e cerveja.

Cabe mencionar ainda que o valor de R\$ 33,25 bilhões estimado de ICMS para 2018 refere-se ao valor apresentado pelo modelo econometrício (R\$ 32,76 bilhões), somado à expectativa de receita que poderá advir com a modernização dos processos de arrecadação, estimada em R\$ 488 milhões.

Para o FECP foi projetada uma arrecadação de R\$ 4,48 bilhões, R\$ 4,70 bilhões, e R\$ 4,93 bilhões. Para tal previsão, utilizaram-se como base geradora, os valores esperados para a arrecadação de ICMS.

A Lei 4056/2002 ao instituir o FECP, estabeleceu sua vigência para o período de quatro exercícios -2003 a 2006. Contudo, diante da clara relevância destes recursos para o Estado, principalmente por sua destinação afetar sobremaneira funções-chave como saúde, educação, habitação e assistência social, o prazo legal inicialmente estabelecido para sua vigência foi alterado numa ação conjunta dos Poderes Executivo e Legislativo.

Desde 2007, a arrecadação do FECP vem assumindo relevante fonte de financiamento para o Tesouro Estadual, possibilitando ao Governo do Estado do Rio de Janeiro a adequada governança na implementação de inúmeras políticas e ações de cunho social.

Outras leis foram posteriormente sancionadas alterando alíquotas ou prorrogando o prazo de vigência. Dentre elas a Lei Complementar 151 de 2013 que altera algumas disposições, prorroga o prazo de vigência até 2018 (anteriormente estava previsto até 31/12/2014) e mantém o adicional de 2 pontos percentuais sobre a alíquota de ICMS (definido no Art. 2º inciso II da Lei nº 4.056/2002).

A mais recente, a Lei Complementar nº 167/2015, DOE RJ de 29.12.2015, autoriza alterações na legislação tributária do ERJ, inclusive alteração de alíquotas as quais produziram efeitos a partir de 28.03.2016.



Subsecretaria de Política Fiscal

Com efeito, incorporaram-se ao modelo previamente definido os resultados esperados da majoração da alíquota de FCP objeto de alteração da legislação referida.

Para o IPVA, os valores esperados são de R\$ 2,95 bilhões, R\$ 3,01 bilhões e R\$ 3,21 bilhões para triênio 2018 a 2020. Com as medidas fiscais adotadas no ano de 2017, como a intensificação dos esforços fiscais, o aumento de alíquotas autorizados em 2015 com impacto em 2016, para veículos flex de 3% para 4%, para veículos GNV (de 1% para 1,5%); trator não agrícola (de 4% para 1%) e veículos a energia elétrica (de 1% para 0,5%), espera-se que, como no de 2017, ocorra uma estabilização na arrecadação do imposto, já citada acima.

Em relação ao ITD, foram projetados R\$ 1,28 bilhão, R\$ 1,37 bilhão e R\$ 1,48 bilhão para 2018, 2019 e 2020 respectivamente. A referida variação reflete em 2016 o assentamento arrecadatório consequente das alterações de alíquotas autorizadas em dezembro/2015, como o aumento para bens e imóveis até 400 mil UFIR – de 4% para 4,5%, e de para bens e imóveis acima de 400 mil UFIR a alíquota de 4% passou para 5%.

Para o IRRF, os valores estimados são de R\$ 3,24 bilhões, R\$ 3,47 bilhões e R\$ 3,72 bilhões para os anos de 2018, 2019 e 2020, respectivamente. O critério de projeção adotado teve como base a estimativa de crescimento da folha de pessoal para os próximos anos, a partir de ajustes salariais já previstos em Lei.

Receita Patrimonial projetada para 2018, 2019 e 2020 – R\$ 7,98 bilhões, R\$ 9,98 bilhões e R\$ 11,22 bilhões.

Dentre estas receitas destaca-se o valor projetado para Participações Governamentais provenientes da exploração de petróleo e gás (Royalties e Participações Especiais), que estão estimadas em R\$ 7,89 bilhões para o ano de 2018.

Esta previsão teve como base a estimativa de produção fornecida pela Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP)¹, Autarquia Federal

¹ Informações disponibilizadas através do Convênio de Cooperação ANP/Estado do Rio de Janeiro nº 01/15

Subsecretaria de Política Fiscal

responsável por promover a regulação, contratação e fiscalização das atividades econômicas integrantes da indústria do petróleo. Para 2019 e 2020, espera-se arrecadar R\$ 9,88 bilhões e R\$ 11,11 bilhões, respectivamente.

A projeção da Receita de Participações Governamentais foi feita considerando a estimativa do preço do barril de petróleo tipo Brent na Energy Information Administration - EIA², por se tratar de referência no assunto em questão. Por essa razão, optou-se por utilizar como referência o preço do Brent a US\$ 55,00 para todo o período. Para o câmbio, dada a incerteza sobre seu comportamento nos próximos anos, utilizou-se como parâmetro a taxa de câmbio apresentada no Boletim FOCUS de 09/06/2017, com valores de R\$/US\$ 3,36, R\$/US\$ 3,40 e R\$/US\$ 3,50 para 2018, 2019 e 2020, respectivamente.

Mais uma vez nos cabe alertar sobre a incerteza na estimativa de arrecadação de Participações Governamentais, dada sua relação direta com o comportamento das variáveis aqui relatadas, o que nos levou a optar por cenário conservador.

Transferências Correntes – R\$ 3,02 bilhões, R\$ 3,22 bilhões e R\$ 3,45 bilhões

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, as Transferências previstas na Lei 87/96 (compensação pela desoneração do ICMS nas operações de exportação, conhecida como Lei Kandir), a Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico – CIDE, incidente sobre o preço de combustíveis derivados do petróleo e o Auxílio ao Fomento das Exportações (FEX). Abaixo é descrita a metodologia aplicada na estimativa de cada uma dessas receitas:

FPE – R\$ 1,46 bilhão em 2018 – Formado por percentual de 21,5% da arrecadação líquida do Imposto de Renda e Proventos de Qualquer Natureza (IR) e do Imposto sobre

² <https://www.eia.gov/outlooks/steo>, publicado em 06/06/2017.

Subsecretaria de Política Fiscal

Produtos Industrializados (IPI). Propõe-se crescimento de 6,9% em relação ao valor esperado em 2017 para as receitas que compõem esse Fundo.

Para os anos seguintes espera-se R\$ 1,56 bilhão em 2019 e R\$ 1,67 bilhão em 2020.

IPI – Estados Exportadores - R\$ 836 milhões em 2018 – A receita do IPI exportação é proveniente de 10% (dez por cento) da arrecadação federal do Imposto sobre Produtos Industrializados - IPI, distribuídos proporcionalmente aos Estados de acordo com a participação destes nas exportações de produtos industrializados (inciso II do artigo 159 da Constituição Federal).

Para os anos de 2019 e 2020 estima-se R\$ 895 milhões e R\$ 959 milhões, respectivamente.

Salário Educação – R\$ 476 milhões em 2018 – A estimativa para 2018 considera expansão de 6,9% em relação ao valor estimado para 2017. O crescimento esperado está alinhado com as demais transferências, considerando o crescimento da massa salarial habitual e a manutenção do coeficiente de participação do ERJ no montante a ser distribuído.

Para os exercícios de 2019 e 2020, a receita está estimada em R\$ 510 milhões e 546 milhões, respectivamente.

Auxílio ao Fomento das Exportações (FEX) – R\$ 68 milhões em 2018 – Anualmente a União edita lei ou medida provisória liberando recursos aos Estados e Municípios a título de auxílio à exportação. Para projetar o valor a ser recebido em 2018 tomamos como base na Lei nº 13.373, de 20/12/2016, que destinou R\$1,95 bilhão para serem repartidos entre os entes da Federação. Coube ao ERJ o percentual de 6,49154% desse montante, sendo 75% destinados ao próprio Estado e 25% aos seus municípios. Para 2019 e 2020, espera-se receber R\$ 73 e R\$ 78 milhões, respectivamente.

Transferências da Lei 87/96 (Lei Kandir) – R\$ 85,78 milhões em 2018 – a chamada Lei Kandir/2016 legislou 1996 sobre a isenção do ICMS de produtos e serviços destinados à exportação. A medida imputou perdas no ICMS dos Estados. Sendo assim, a União vem estabelecendo em seu orçamento valores para compensação parcial das perdas e os distribui mensalmente entre os entes. O valor compensado tem sido o

Subsecretaria de Política Fiscal

mesmo desde 2006, de forma que os valores projetados são invariáveis e, possivelmente se manterão iguais nos próximos anos, caso não ocorra a regulamentação ainda neste exercício, conforme está prevista.

Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico – CIDE - R\$ 91 milhões - Com a publicação do Decreto nº 8.395 em janeiro de 2015, a União restabeleceu as alíquotas da CIDE incidente sobre a importação e a comercialização de petróleo, gás natural e seus derivados e álcool etílico combustível. Para o exercício de 2019, a expectativa de repasse é de R\$ 97 milhões e, para 2020, R\$ 104 milhões.

Multas e Juros e Dívida Ativa - R\$ 893 milhões - Os valores para 2018 foram projetados com base na arrecadação prevista para 2017, levando em conta, ainda, as expectativas de crescimento do PIB e o comportamento do índice de inflação nos próximos anos e a expectativa de securitização de parte do estoque.

Para 2019, a receita de Multas e Juros está estimada em R\$ 725 milhões, e a Dívida Ativa, se confirmada sua securitização, o valor aqui projetado, R\$ 231 milhões, se refere à parcela que caberá aos Municípios. Somados, esses dois valores projetam uma receita de R\$ 956 milhões. Para 2020, espera-se arrecadar R\$ 1,024 bilhão com a soma dessas duas Naturezas de Receitas.

Liliane Figueiredo
Liliane Figueiredo da Silva

Coordenadora de Projeções e Acompanhamento de Metas Fiscais

Raphael Philipe dos Santos Lopes Leal de Moura
Raphael Philipe dos Santos Lopes Leal de Moura
Superintendente de Relações Federativas e Transparência Fiscal

De acordo,

Josélia Castro de Albuquerque
Josélia Castro de Albuquerque
Subsecretária de Política Fiscal

ANEXO

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 temporais³, 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)⁴, 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)⁵.

Kazmier (1982)⁶ 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

³ 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).

⁴ MORETTIN, P. A.; TOLÓI, C. M. C. *Análise de séries temporais*. 2. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2006. 538 p.

⁵ 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.

⁶ KAZMIER, L. J. *Estatística aplicada à economia e administração*. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil, 1982. 386 p.



Subsecretaria de Política Fiscal

observados na série. Uma vez identificados, podem ser empregados para ajudar na interpretação e na projeção de valores da série temporal.

Segundo Morettin e Toló (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 estacionariedade⁷) há estimadores visados, comprometendo, consequentemente, a validade dos resultados.

⁷ 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.

Subsecretaria de Política Fiscal

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)⁸.

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.

⁸ HARRIS, R.I.D. Using cointegration analysis in econometric modelling. London, 1995, 176p.

Subsecretaria da Política Fiscal

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 nula⁹ 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:

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

Se $\phi = 1$, 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 .

$$Y_3 = \phi Y_2 + \varepsilon_3, \quad (2)$$

$$Y_2 = \phi Y_1 + \varepsilon_2, \quad (3)$$

$$Y_1 = c \quad (4)$$

Além de que assumimos que $\phi = 1$, 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 :

⁹ Hipótese nula é a proposição base do teste, podendo ser aceita ou não.

Subsecretaria de Política Fiscal

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

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:

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

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

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 ($H_1: y_t \text{ é } I(0)$).



Subsecretaria de Política Fiscal

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 desfasado da série (y_{t-1}) não fornecerá informação relevante para predizer 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 $C(1,1)$. 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

Subsecretaria de Política Fiscal

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 as 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 unitária 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 estacionariedade¹⁰ das séries.

¹⁰ Uma série temporal é estacionária quando ela se desenvolve aleatoriamente, no tempo, em torno de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável.



Subsecretaria de Política Fiscal

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 conjunção 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 de 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 cílicos, é desejável se combinar o modelo ARIMA tradicional com o modelo SARIMA puro, obtendo-se então o modelo ARIMA (p, d, q) \times 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.



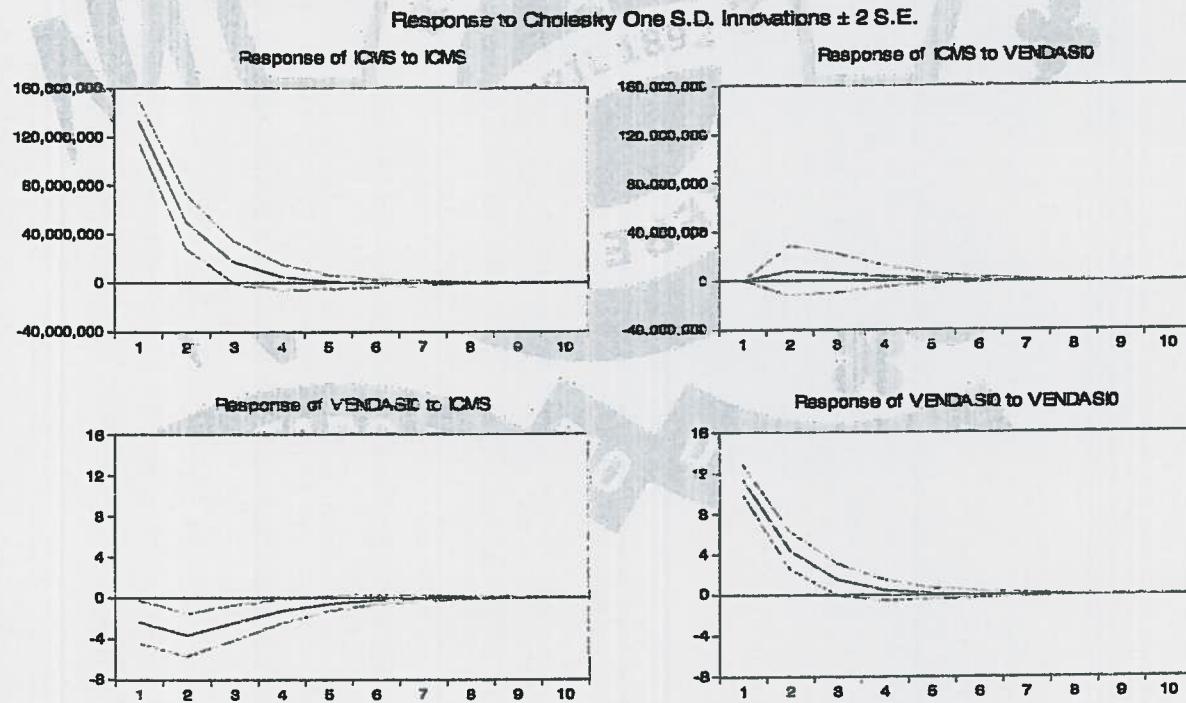
III.3 – VAR

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 mesma ou em outra). Abaixo exemplificamos a sua forma:



Subsecretaria de Política Fiscal

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 extrapolar-a 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, a 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

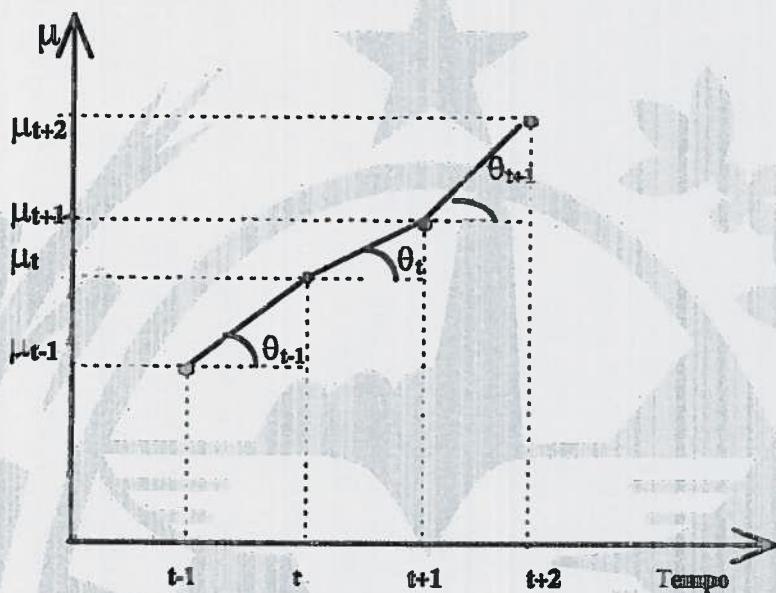
Neste caso a tendência é uma função linear do tempo e é válida localmente (tendência local). O nível dependerá de seu valor defasado AR(1) e de uma taxa de crescimento além dos choques estocásticos. Já a evolução do crescimento da Tendência é determinada pelo valor do crescimento no período anterior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

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

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

Subsecretaria de Política Fiscal

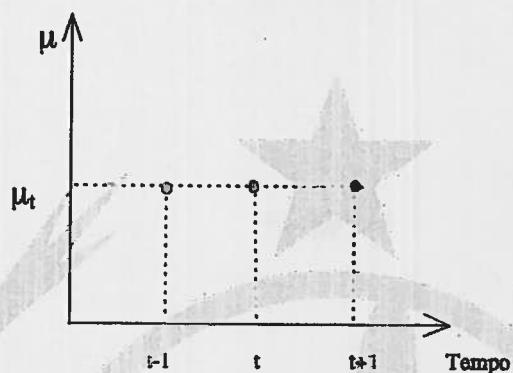
Observando-se o gráfico abaixo é fácil ilustrar o comportamento de uma tendência com crescimento. A partir de um valor inicial para o nível (μ_{t-1}), a tendência cresce a uma taxa de crescimento β_t (que é igual a $\tan \theta_t$).



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 y_t 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.