

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

*“The method of econometric research
aims, essentially,
at a conjunction of economic theory and actual
measurements, using the theory and technique of
statistical inference as a bridge pier.”*

Trygve Haavelmo

O objetivo deste capítulo é estimar o modelo apresentado anteriormente e analisar a resposta da TCRE aos choques nas diferentes variáveis fiscais. Para isso, vamos utilizar as seguintes metodologias: GMM, *Factor*-GMM, FIML, estimação bayesiana e VAR. Ao longo do capítulo discutiremos os pontos fortes e os problemas de cada um desses métodos.

Tendo em vista a forma das relações teóricas, advindas do modelo, representadas nas equações (8), (11), (13), (14) e (15), a escolha da estimação pelo Método de Momentos Generalizado é uma opção natural. Não por acaso, diversos estudos empíricos, baseados em modelos DSGE novo-keynesianos, são feitos mediante essa técnica. Os exemplos mais evidentes são Galí & Gertler (1999) e Galí *et al.* (2001), que estimam apenas a CPNK, respectivamente, para os EUA e Europa. Esse mesmo exercício, para o caso brasileiro, pode ser visto em Areosa & Medeiros (2007). Note, portanto, que a tarefa aqui é um tanto mais ambiciosa, no sentido de que não queremos estimar apenas a CPNK ou a IS, mas o sistema completo que forma o modelo.

Realizamos estimações por GMM e *FACTOR*-GMM, sob duas especificações distintas e diversos conjuntos de instrumentos. Os resultados são muito sensíveis à escolha desses instrumentos, e, portanto, não são críveis. De fato, existem alguns motivos para suspeitar do estimador GMM em exercícios com poucas observações. Optamos por expor essas estimações, reportar seus

resultados e discutir em detalhe suas limitações nas circunstâncias que enfrentamos, no capítulo **VII.3** do Apêndice.

4.1.ALTERNATIVAS AO GMM

Tendo em vista os problemas assinalados acima e tratados no Apêndice, nessa seção discutimos e apresentamos três alternativas aos estimadores GMM: VAR, *Full Information Maximum Likelihood* (FIML), Estimação Bayesiana.

4.1.1.ESTIMAÇÃO POR VAR

Como vimos na **Introdução**, os principais trabalhos empíricos que tratam dos efeitos de expansões fiscais (consumo do governo) na TCRE, o fazem via vetores auto-regressivos (VAR's), popularizados a partir de Sims (1980). O VAR *per se* é uma ferramenta estatística ateorica²⁶, mas capaz de capturar bastante bem a dinâmica de um conjunto de dados. Portanto, é uma maneira conveniente de estimar efeitos de choques econômicos, sem a imposição de toda estrutura e restrições de um modelo teórico completo. Segundo Fernández-Villaverde *et al.* (2007, p.1025):

“The enterprise of identifying economic shocks and their impulse-response functions from VAR innovations aims, however, to coax interesting patterns from the data that will prevail across a set of incompletely specified and not fully trusted models. Despite pitfalls, it is easy to sympathize with the enterprise of identifying economic shocks from VAR innovations if one is not dogmatic in favor of a particular fully specified model.”

Isto dito, é interessante utilizar também esta ferramenta para tentar responder nossa pergunta. A seguir explico o VAR que será utilizado aqui.

²⁶ A teoria econômica deve ser utilizada, contudo, para a escolha adequada das variáveis e restrições de identificação.

Nosso VAR inclui, nessa ordem, as seguintes variáveis (todas em log), além de uma constante²⁷:

- Consumo do governo (G).
- Investimento do governo (I).
- PIB.
- Transferências do governo (TR).
- Arrecadação do governo (T)²⁸.
- IPCA.
- Taxa SELIC anualizada (SELIC).
- Taxa de câmbio real efetiva (TCRE).

As quatro primeiras variáveis e a arrecadação do governo foram deflacionadas pelo IPCA, dessazonalizadas e, ao contrário do que fizemos nas outras estimações, não foram acumuladas em 6 meses. Além disso, seguindo Monacelli & Perotti (2010), as variáveis fiscais e o consumo das famílias não foram divididas pelo PIB, que entra separadamente na estimação. Todas variáveis possuem raiz unitária, mas são cointegradas. O número de defasagens escolhido, de acordo com os tradicionais critérios de informação, foi dois.²⁹

A estratégia de identificação utilizada, proposta por Sims (1980), é a ortogonalização de Cholesky. Essa estratégia, que também é usada em Kim &

²⁷ Os resultados a seguir não se alteram com a inclusão do consumo das famílias ou de uma *dummy* igual a 1 entre jan/02 e out/02, por conta dos temores advindos da eleição do ex-presidente Lula.

²⁸ Receita mensal do governo federal divulgada pela Secretária do Tesouro Nacional.

²⁹ Os resultados dos testes de raiz unitária, cointegração, dos critérios de informação e da própria estimação do nosso VAR(2), podem ser vistos no apêndice, nas tabelas 11, 12, 13 e 14, respectivamente.

Roubini (2008)³⁰, depende de duas hipóteses básicas. Primeiro, supõe-se ausência de simultaneidade entre as variáveis, impondo uma “ordenação causal contemporânea”. Segundo, supõe-se que a matriz de erros é diagonal, ou seja, os choques estruturais não são correlacionados contemporaneamente. Sob essas hipóteses, o modelo é exatamente identificado e é possível proceder à investigação das inter-relações entre as variáveis por meio de funções de resposta-impulso.

Com base na ordenação causal utilizada aqui, permitimos que as variáveis fiscais de consumo e investimento afetem todas as outras, mas que as outras não as afetem contemporaneamente, ou seja, dentro de um mês. Esclareço. O consumo das famílias, o IPCA, a receita do governo e a taxa real de câmbio não devem afetar, num mesmo mês, as decisões de consumo e investimento públicos. O efeito da taxa SELIC sobre as variáveis macroeconômicas (não financeiras), por sua vez, tem uma defasagem superior a um mês. Com relação ao possível efeito do produto sobre consumo e investimento do governo, seguiremos Blanchard & Perroti (2002), Kim & Roubini (2008) e Monacelli & Perotti (2010), que supõem ausência desse efeito no período de um trimestre. Na verdade, faremos uma hipótese ainda mais fraca: inexistência desse efeito no período de apenas um mês. Contudo, o PIB deve afetar contemporaneamente as transferências, tipicamente pelo efeito via estabilizadores automáticos de transferências sociais, como por exemplo, o seguro-desemprego. A arrecadação do governo também deve ser afetada contemporaneamente pelo PIB, afinal é função direta do ritmo de atividade.

Além dessas, outra restrição, dada pelo ordenamento causal, merece comentário. A despeito da taxa real de câmbio poder ser afetada por todas as outras variáveis (como é comum com variáveis financeiras), ela não afeta nenhuma outra contemporaneamente. A princípio, parece delicado afirmar que o câmbio não afete contemporaneamente o IPCA (*pass-through*). Entretanto,

³⁰ Esses autores utilizam um conjunto de variáveis diferentes, sob frequência trimestral. Vale notar, que no caso deles essa estratégia parece problemática, na medida em que, por construção, não se permite que os gastos do governo impactem o produto.

segundo Maciel (2006)³¹ e Fonseca (2006) a defasagem no repasse cambial no Brasil é maior que um mês.

4.1.1.1.RESULTADOS DO VAR

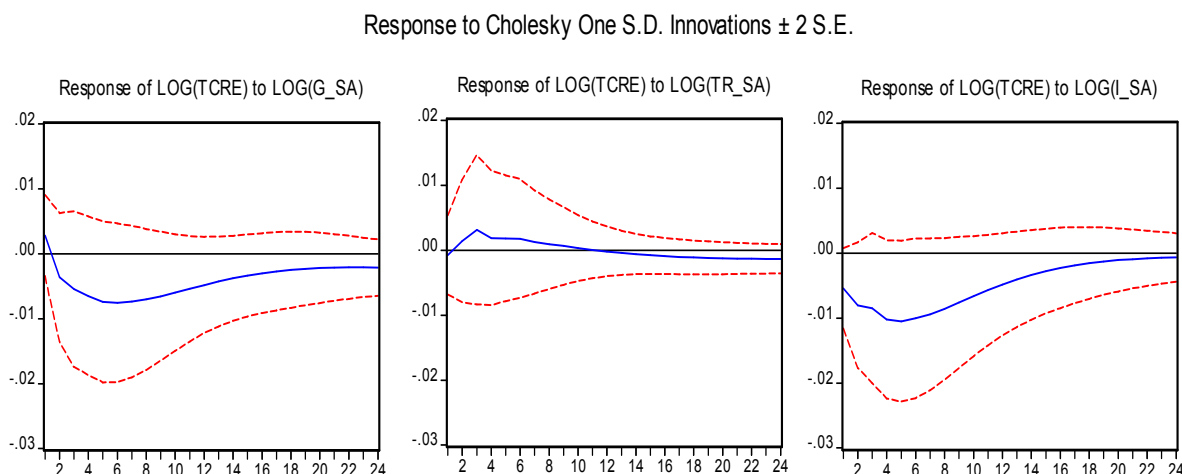
A figura 3 a seguir apresenta as respostas impulsionais (linha sólida) da TCRE a um choque de 2 desvios-padrão nas variáveis fiscais (consumo, transferências e investimentos, respectivamente)³². A TCRE sofre uma pequena depreciação nos dois primeiros meses após um choque no consumo público, para em seguida se apreciar com mais persistência. A resposta ao choque nas transferências, conta que mais cresceu no período considerado, é praticamente nula. Por fim, após o choque no investimento público, a reação da TCRE é de apreciação. A direção (apreciação) da TCRE após choques fiscais é, portanto, aquela prevista pelos modelos teóricos. Contudo, tendo em vista os intervalos de confiança (linhas pontilhadas), essas respostas são estatisticamente indistinguíveis de zero³³. Em outras palavras, essa evidência sugere que a política fiscal no Brasil não tem influência significativa sobre a TCRE.

³¹ Nesses trabalhos, cada categoria de produto tem uma defasagem específica, mas em nenhuma foi encontrado efeito significativo no primeiro mês.

³² A resposta impulsional sobre as outras variáveis encontra-se nas figuras 8, 9 e 10 no apêndice.

³³ O resultado é idêntico, mesmo se calcularmos os desvios-padrão por simulações de Monte Carlo.

Figura 3 Resposta da TCRE aos Choques nas Variáveis Fiscais



4.1.2. ESTIMAÇÃO POR FIML

Vamos agora impor um pouco mais de estrutura ao exercício econométrico, utilizando o modelo teórico exposto no capítulo II e detalhado no Apêndice. Tendo constatado os problemas apontados no Apêndice em VII.3.2, alguns autores passaram a estudar as propriedades, em pequenas amostras, do estimador de máxima verossimilhança vis-à-vis o GMM. Por meio de simulações de Monte Carlo, Fuhrer *et al.* (1995) conclui que o estimador FIML, em relação ao GMM, é menos viesado, mais eficiente e mais robusto a erros de especificação do modelo (em pequenas amostras)³⁴. Mavroidis (2005) também defende o estimador FIML relativamente ao GMM, em aplicações com modelos *forward looking* com pequenas amostras. Porém, alguns autores consideram que o FIML requer hipóteses muito fortes. Por exemplo, segundo Tauchen (1986), *apud* Fuhrer *et al.* (1995, p.117):

“Although maximum likelihood estimation has several optimum properties, its implementation in a rational-expectations context is difficult. For instance, it requires the econometrician to make distributional assumptions about

³⁴ Assintoticamente, o estimador FIML é consistente e segue uma distribuição normal.

random errors, and it requires a complete and credible description of the stochastic environment in which economic agents operate.”

Contudo, de acordo com o trabalho de Lindé (2005, p. 1137):

“Moreover, FIML is also shown to do a better job than the limited information methods, even if the model is severely misspecified and the measurement errors are non-normally distributed, which are common arguments against the use of FIML (see e.g. Tauchen, 1986).”

A seguir apresentamos a seguir os resultados da estimação por FIML.

4.1.2.1. RESULTADOS DO FIML

A tabela 4 abaixo mostra resultados mais críveis que os via GMM. Na regra de juros, temos um coeficiente alto relacionado à inércia dos juros (C_1), que é natural, afinal os dados são mensais e alterações relevantes na taxa SELIC ocorrem a cada 45 dias, quando o Comitê de Política Monetária (COPOM) se reúne. Talvez por isso, o coeficiente relacionado ao desvio da inflação com relação à meta (C_2) é menor do que o normalmente encontrado³⁵. Os coeficientes da CPNK são condizentes com outras estimações da literatura, onde a variável de expectativa parece mais relevante que a inércia para explicar a inflação, e seus coeficientes somam aproximadamente 1. O coeficiente relacionado à variação cambial (C_{13}) parece ter o sinal contra-intuitivo, afinal, espera-se que desvalorização cambial esteja relacionada a aumento da inflação. No entanto, o chamado *pass-through* cambial ocorre sempre com alguma defasagem – veja Maciel (2006) e Fonseca (2006).

³⁵ Veja, por exemplo, Silveira (2008).

Vejamos as variáveis fiscais. O consumo do governo parece pouco relevante na equação (23), ao contrário das transferências, que são economicamente e estatisticamente relevantes (em todas as especificações), ainda que com o sinal **contrário** ao esperado. O investimento público, seja agregado ao consumo do governo ou separado, não é estatisticamente relevante. Contudo, ainda que consumo e transferências impactem o custo marginal, esse parece não impactar (estatisticamente) a taxa de juros ($C_3 \cong 0$), tampouco a inflação ($C_{12} \cong 0$), exatamente os dois canais pelos quais poderiam afetar a TCRE.

Portanto, a estimação via FIML sugere que nenhuma variável fiscal tem influencia estatisticamente relevante sobre a TCRE.

Tabela 4 Estimação do Sistema {(22),(23),(24),(25)} por FIML

Coefficientes	(1a)	(1b)	(1c)
C_0	-2.86 (2.05)	-3.24 (2.07)	-2.67 (2.06)
C_1	0.98*** (0.02)	0.97*** (0.02)	0.98*** (0.02)
C_2	0.28*** (0.09)	0.27*** (0.09)	0.28*** (0.09)
C_3	0.24 (0.18)	0.27 (0.18)	0.23 (0.18)
C_4	0.17 (0.10)	0.12 (0.08)	0.18 (0.14)
C_5	-0.40*** (0.12)	-0.40*** (0.13)	-0.39*** (0.12)
I	-	-	0.00 (0.02)
C_6	0.43 (0.27)	0.49* (0.27)	0.43 (0.29)
C_7	0.09 (0.09)	0.09 (0.09)	0.09 (0.09)
C_8	-1.20*** (0.44)	-1.27*** (0.42)	-1.20*** (0.46)
C_9	-1.38 (1.25)	-1.26 (1.25)	-1.37 (1.24)
C_{10}	0.39*** (0.08)	0.40*** (0.08)	0.39*** (0.08)
C_{11}	0.54*** (0.08)	0.54*** (0.08)	0.54*** (0.08)
C_{12}	0.12 (0.11)	0.11 (0.11)	0.12 (0.11)
C_{13}	-0.25*** (0.08)	-0.25*** (0.08)	-0.25*** (0.08)
C_{14}	0.04 (0.14)	0.04 (0.14)	0.04 (0.14)
C_{15}	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
C_{16}	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
R^2 equação (22)	0.99	0.99	0.99

R^2 equação (23)	0.58	0.57	0.59
R^2 equação (24)	0.74	0.73	0.74
R^2 equação (25)	0.95	0.95	0.95

***, ** e *, denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Desvio-padrão entre parênteses.

4.1.3. ESTIMAÇÃO BAYESIANA

Uma das maneiras de contornar o problema de se estimar um grande número de parâmetros, com poucas observações disponíveis, é utilizar técnicas bayesianas. Esse tipo de análise tem atraído atenção tanto da academia³⁶, quanto dos bancos centrais, em particular o brasileiro³⁷.

A característica fundamental que difere a análise clássica e bayesiana é a interpretação dada aos parâmetros do modelo. Enquanto na visão clássica os parâmetros são grandezas fixas (desconhecidas), do ponto de vista bayesiano os parâmetros são variáveis aleatórias com alguma distribuição de probabilidade. A adoção de técnicas bayesianas é, portanto, particularmente interessante, na medida em que nos permite agregar conhecimentos e informações *a priori*, na forma de distribuições atribuídas previamente aos parâmetros. DeJong & Dave (2007, p.219) resumem como se realiza o processo:

“In the estimation stage, the objective is to make conditional probabilistic statements regarding the parameterization of the model. Conditioning is made with respect to three factors: the structure of the model; the observed data; and a prior distribution specified for the parameters. The structure of the model and the observed data combine to form a likelihood function. Coupling the likelihood function with a prior distribution using Bayes’ Rule yields an associated posterior distribution.”

Esse tipo de técnica ainda é pouco explorada em estudos com dados brasileiros. Destacam-se, no entanto, Silveira (2008) e Castro *et al.* (2011). O primeiro utiliza um modelo bastante parecido com o utilizado neste trabalho, porém sem governo. O segundo utiliza um modelo com muito mais estrutura (são 118 parâmetros!).

³⁶ Veja a edição especial da *Econometric Reviews* (2007).

³⁷ Veja Castro *et al.* (2011), também conhecido como SAMBA.

Estimamos duas especificações distintas do modelo descrito por $\{(8),(13),(14), (15),(16),(17),(18),(19),(20),(21)\}$. Primeiro utilizando apenas o consumo público em g , segundo acrescentando o investimento. Os resultados de ambas são idênticos. Optamos por apresentar apenas os resultados onde o gasto do governo inclui consumo e investimento (gi). A ordem das relações autorregressivas – (16),(17),(18),(19) e (20) – será dada pelos critérios de informação e teste LM. Fizemos o exercício utilizando dois conjuntos diferentes de *priors*. O primeiro usa basicamente as distribuições utilizadas em Castro *et al.* (2011), o segundo aquelas empregadas por Silveira (2008). As respectivas *priors* e *posteriors* obtidas podem ser vistas nas tabelas 14 e 15 e nas figuras 11 e 14, no apêndice³⁸.

4.1.3.1.RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO BAYESIANA

As figuras 4 e 5 abaixo apresentam as respostas da TCRE após um choque de 2 desvios-padrão em gi e tr , com as *priors* baseadas em Castro *et al.* (2011). As figuras 6 e 7 mostram as respostas utilizando as hipóteses de Silveira (2008).³⁹ Como podemos ver nas tabelas 14 e 15, no apêndice, os intervalos de confiança dos parâmetros estimados são, em geral, bastante amplos, o que sugere que a estimação é pouco informativa. Ergo, as conclusões devem ser tomadas com cautela.

³⁸ Utilizamos o programa Dynare 4.2.4 com as especificações automáticas, exceto as seguintes: `mh_replic=50000`, `mh_nblocks=10`, `mode_compute=6`.

³⁹ As respostas das outras variáveis podem ser vistas nas figuras 12, 13, 15 e 16, no apêndice.

Figura 4 Resposta da TCRE ao Impulso de 2 Desvios-Padrão em gi

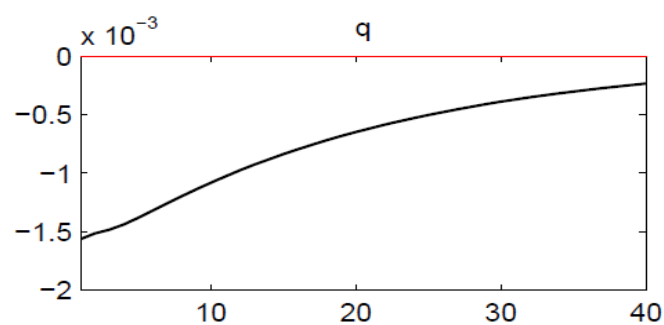


Figura 5 Resposta da TCRE ao Impulso de 2 Desvios-Padrão em tr

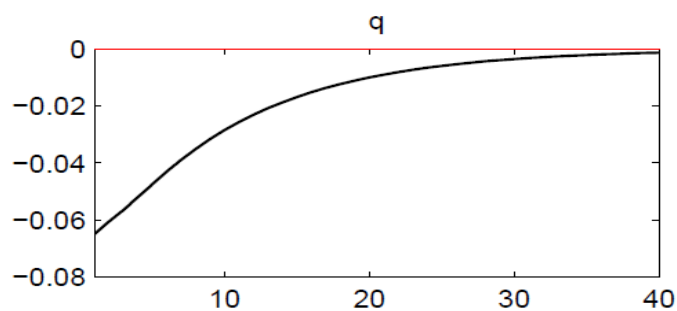


Figura 6 Resposta da TCRE ao Impulso de 2 Desvios-Padrão em gi

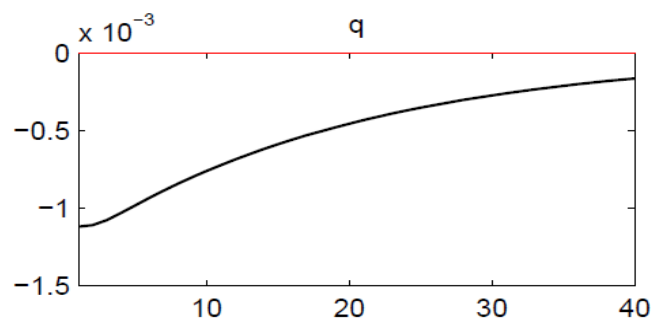
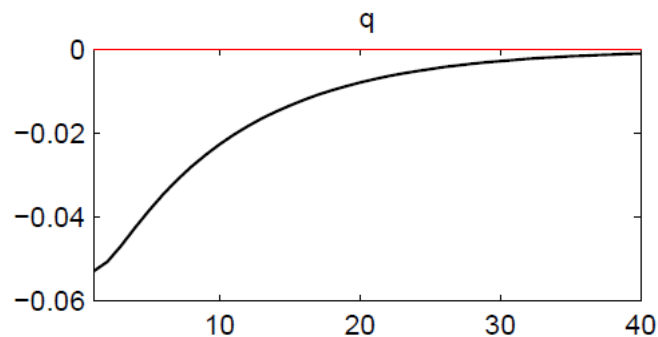


Figura 7 Resposta da TCRE ao Impulso de 2 Desvios-Padrão em tr



As respostas impulsionais sugerem que expansões fiscais implicam em valorização da TCRE. No entanto, a magnitude desse efeito é bastante reduzida. A resposta da TCRE ao choque em gi é desprezível (atenção para a escala dos gráficos). A resposta ao choque nas transferências, embora maior que a de gi , também é muito pequena. A rigor, expansões fiscais parecem não ter impacto economicamente relevante na TCRE.