

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Filipe Correia Gomes da Silva

Efeitos de Política Fiscal nos EUA em
um Modelo FAVAR

RIO DE JANEIRO
2011

Filipe Correia Gomes da Silva

Efeitos de Política Fiscal nos EUA em um Modelo FAVAR

Dissertação apresentada à Escola de Pós-Graduação em
Economia da Fundação Getulio Vargas como requisito
parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Tiago Couto Berriel

RIO DE JANEIRO

2011

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Mario Henrique Simonsen/FGV

Silva, Filipe Correia Gomes da

Efeitos de Política Fiscal nos EUA em um Modelo FAVAR / Filipe
Correia Gomes da Silva. - 2011

42 f.

Dissertação (mestrado) - Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-
Graduação em Economia.

Orientador: Tiago Couto Berriel.

Inclui bibliografia.

1. Política tributária - Modelos econométricos. I. Berriel, Tiago Couto.
II. Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia. III.
Título.

CDD - 336.3

Filipe Correia Gomes da Silva

Efeitos de Política Fiscal nos EUA em um Modelo FAVAR

Dissertação submetida à Escola de Pós-Graduação em
Economia da Fundação Getulio Vargas como requisito
parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Aprovada em 7/7/2011 pela banca examinadora:

Tiago Couto Berriel (orientador)

Escola de Pós-Graduação em Economia - Fundação Getulio Vargas

Silvia Maria Matos

Instituto Brasileiro de Economia - Fundação Getulio Vargas

Carlos Viana de Carvalho

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Resumo

O objetivo desse artigo é analisar o impacto da política fiscal sobre diversas variáveis macroeconômicas dos EUA. A metodologia do trabalho empírico baseia-se em um modelo VAR estrutural que incorpora fatores latentes (FAVAR) e para o qual desenvolve-se um esquema de identificação específico. Visto que os fatores são estimados por *principal components*, estes aproximam-se muito das séries observadas de produção industrial e taxa de juros. Como será visto, este resultado é de fundamental importância para a hipótese de identificação e a escolha dos instrumentos do modelo VAR. Por meio das funções de resposta ao impulso analisa-se o efeitos de um aumento do gasto do governo sobre variáveis de produto e consumo e, por sua vez, corroborando a hipótese de que tanto o PIB quanto as despesas de consumo das famílias aumentam depois desse choque exógeno. Em particular esse efeito sobre o consumo também é verificado quando separamos os indivíduos em várias classes de acordo com renda. Olhando cuidadosamente no entanto pode-se perceber que um aumento no gasto público possui mais impacto sobre os consumidores de renda mais baixa. Ou seja, é provável que por estarem sujeitas a restrições de crédito, as classes mais baixas tem mais dificuldade em suavizar o consumo após um choque agregado.

Palavras-chave: Política Fiscal, FAVAR, *Principal Components*

Abstract

This paper aims to study the fiscal policy effects on a wide range of US macroeconomic variables. The empirical work is based upon a structural VAR with latent factors (FAVAR) and for which we develop a special identification scheme. As we estimate the factors using a principal component approach, these estimates are very similar to observed industrial production and interest rate time series, and this is crucial for identification and instruments choice in our VAR model. Using impulse response functions we can see both production and personal consumption increase after a government expenditure exogenous shock. This effect of government expenditure is also positive among different income groups and further we find out lower classes are affected at the most after a public expenditure shock. This means this kind of consumers are probably subject to some credit rationing which difficulties them to smooth consumption after an aggregate shock.

Key Words: Fiscal Policy, FAVAR, Principal Components

Sumário

1	Introdução	7
2	Multiplicadores do Gasto Governo nos EUA	8
3	Modelo Econométrico	11
3.1	Identificação dos Choques de Política Fiscal	11
3.2	Identificação do Modelo FAVAR	13
4	Dados	17
5	Resultados	19
5.1	Construção das variáveis fiscais e escolha do número de fatores	19
5.2	Escolha dos instrumentos	23
5.3	Efeitos da política fiscal sobre o produto	25
6	Evidências sobre suavização de consumo	27
7	Conclusão	30
	Apêndice A - Painel de Variáveis Informativas	32
	Apêndice B - Preços de Commodities	38
	Referências	39

1 Introdução

Em estudos sobre os efeitos da demanda agregada sobre as flutuações do produto, uma das questões interessantes diz respeito ao efeitos que o gasto público (e também em seus níveis de desagregação) pode ter sobre a economia. As questões fiscais atualmente tem um espaço notável dentro da macroeconomia e que as colocam como sendo não menos importantes quanto as questões de política monetária. Isso se deve sobretudo aos acontecimento dos últimos dez anos. É interessante olhar, por exemplo, o caso da União Européia, pois, como se sabe, em uma *currency union* cada país não possui autonomia para conduzir a política monetária, logo variáveis como consumo corrente do governo, investimento público e imposto são basicamente os únicos instrumentos de política econômica. Por outro lado se olharmos para os Estados Unidos ao longo dos últimos dois anos, pode-se perceber que o principal instrumento de política monetária, a taxa de juros nominal, esteve próximo de zero. Assim sendo, sem poder realizar política monetária, em um cenário de recessão, a política fiscal do governo dos EUA ganha uma importância singular.

Nos modelos de equilíbrio geral com gasto público, até mesmo aqueles da corrente de *Real Business Cycle*, mostra-se que um choque nessa variável é capaz de aumentar a Renda Agregada. Esse resultado é discutido por exemplo por [Baxter and King \(1993\)](#) que usam um modelo neoclássico com tributação *lump sum*. No caso em que um aumento de gasto do governo é visto como permanente ele deve ser financiado por aumento da tributação atual e futura, logo devido a uma menor renda disponível o agente representativo de maneira ótima decide aumentar a oferta de trabalho o que, por sua vez, diminui o salário real e aumenta o Produto Interno Bruto da economia. Essa elasticidade positiva do produto em resposta ao consumo do governo está também presente em modelos keynesianos e é confirmada empiricamente em vários estudos, como [Blanchard and Perotti \(2002\)](#), que usam um modelo VAR estrutural, onde o gasto do governo é a variável mais exógena e mostram que para a economia dos EUA o impacto sobre o produto é positivo e pode ser bastante duradouro. [Perotti \(2005\)](#) usando dados de países da OCDE, alega que os multiplicadores da política fiscal podem ser mais ou menos persistentes ao longo dos trimestres, mas essencialmente são sempre positivos.

Uma outra questão pertinente diz respeito ao impacto dos aumentos do gasto

público sobre o consumo. Em um modelo padrão com indivíduos que maximizam a utilidade e um governo que respeita sua restrição orçamentária intertemporal, um aumento das despesas do governo se traduz em menor renda disponível do setor privado. Se o aumento for permanente, então esse efeito-riqueza obviamente diminui o consumo do indivíduo representativo que tem por objetivo suavizar o consumo. Conforme discutem [Gali et al. \(2007\)](#) tal efeito não pode ser replicado pelos dados, na medida que o efeito da política fiscal sobre o consumo privado pode ser positivo e tão persistente quanto o efeito sobre o produto. Esse fato estilizado de comovimento entre consumo e produto após choques fiscais ocorre por exemplo em um ambiente que admite a existência de indivíduos que não suavizam consumo, ou seja, com uma fricção que impõe restrição total ao mercado financeiro.¹

Esse artigo é dividido em 6 seções além dessa introdução. A seção 2 mostra estimativas dos multiplicadores do gasto público nos EUA. A seção 3 trata do modelo econométrico básico e sua estratégia de identificação. A seção 4 descreve a base de dados e as seções 5 e 6 mostram os resultados da estimação e os efeitos sobre variáveis macroeconômicas. A seção 7 conclui o artigo.

2 Multiplicadores do Gasto Governo nos EUA

Como uma motivação preliminar, esta seção descreve os resultados dos multiplicadores estáticos do consumo do governo em relação a algumas variáveis macroeconômicas de interesse para os Estados Unidos. Para evitar problemas que envolvem sazonalidade, para esse exercício vamos usar observações anuais compreendidas entre 1929 e 2010 provenientes das Contas Nacionais do *Bureau of Economic Analysis* (BEA).

Para encontrar estimativas dos multiplicadores referidos seguimos a metodologia proposta por [Hall \(2009\)](#) de estimar uma regressão simples com especificação dada por:

$$\frac{(x_t - x_{t-1})}{y_{t-1}} = \theta_x \frac{(gov_t - gov_{t-1})}{y_{t-1}} + \epsilon_t \quad (1)$$

Onde x_t é uma variável macroeconômica qualquer que sofre impacto do consumo do governo, θ_x é o seu respectivo multiplicador e y_t é a série do PIB real a preços de 2005.

¹Veja, por exemplo, o modelo de [Campbell and Mankiw \(1989\)](#) e a extensão feita por [Gali et al. \(2007\)](#).

	θ_x	p-valor
PIB	1,04	0,01 ^a
Despesas de Consumo	-0,02	0,39
Não duráveis + Serviços	0,11	0,03
Duráveis	-0,13	0,01 ^a
Poupança Pessoal	0,54	0,01 ^a

^aProbabilidade inferior a 1%

Tabela 1: *Multiplicadores do Consumo do Governo*

Deve-se ressaltar que gov_t corresponde apenas às despesas militares do governo. Como ressaltava Ramey (2011) todos os grandes aumentos nos gastos militares na história dos EUA se deveram a eventos exógenos EUA. logo o fato de usarmos um modelo de regressão com apenas uma variável explicativa não gera um problema de estimativa inconsistente do parâmetro θ_x , pois $(gov_t - gov_{t-1})$ parece ser não correlacionado com outras variáveis macroeconômicas incluídas no termo de erro (ϵ_t) .

Pode-se questionar qual é a importância dos gastos militares nos EUA, pois historicamente estes constituem em média cerca de 23% das despesas correntes totais² da federação, estados e municípios. Por outro lado se considerarmos apenas a esfera do governo federal, entre 1929 e 2010 os gastos públicos com a defesa nacional representam cerca de 34% das despesas correntes e aproximadamente 71% dos gastos de consumo da federação. Após observar características da economia dos Estados Unidos, para fins estatísticos parece razoável usar os gastos militares como uma variável *proxy* para a soma do consumo de bens e serviços do setor público.

A elasticidade do consumo do governo é calculada estimando-se a equação (1) para os cinco agregados macroeconômicos que estão na tabela 1. Cada uma das séries originais é transformada em valores de 2005 usando o deflator implícito do PIB, também proveniente das estatísticas do BEA. A tabela mostra primeiramente que o efeito dos gastos sobre o produto é positivo e bastante significativo, o que está de acordo com vários outros estudos como, por exemplo, Ramey (2011), que por sua vez

²As despesas correntes são a soma dos gastos de consumo (militares e não militares), transferências ao setor privado, pagamentos de juros e subsídios.

encontra um multiplicador ainda mais elevado e perto de 1,2. [Hall \(2009\)](#), usando também dados a partir de 1929, estima um multiplicador positivo e significativo, porém com uma magnitude aproximada de 0,5.

Comparando-se com as estimativas construídas por Hall, ainda há um outro ponto em comum com nossos resultados que reside no fato de que o multiplicador estimado das despesas de consumo é perto de zero. Através da tabela 1 podemos perceber mais especificamente qual é a fonte dessa inelasticidade. O multiplicador dos gastos com bens não duráveis e serviços possui o mesmo sinal do multiplicador do PIB, de modo que esse tipo de consumo é mais influenciado pela renda corrente do que pelo fluxo de renda futura. Ou seja, tal como encontrado por [Campbell and Mankiw \(1989\)](#), a evidência empírica mostra que esse tipo de consumo não é sensível ao efeito riqueza decorrente de um futuro aumento de impostos para financiar o gasto público atual.

Em contraste, o consumo de bens duráveis possui um multiplicador negativo. Há um fato estilizado que nos diz que esse tipo de despesa nos EUA é bastante volátil. Em particular, para nossa amostra a variância do consumo de bens duráveis é equivalente a 7,6 vezes a variância das despesas com bens não duráveis e serviços de modo que a principal fonte de variação não é a mesma para ambos. Em particular a decisão de consumo de bens duráveis depende sobretudo da taxa de juros. Assim sendo o multiplicador negativo decorre do fato que um aumento, em nosso caso, das despesas militares eleva o deficit público e por consequencia também eleva a taxa de juros. Logo, após um aumento do juro real através de um efeito substituição, o consumo de bens duráveis tende a cair e aumentar a poupança dos indivíduos. Tal mecanismo pode ser confirmado através de nossas estimativas da resposta da poupança pessoal ao gasto público que, no presente caso, é positiva e bastante significativa.

Após observar esses resultados preliminares acerca dos multiplicadores, o restante do artigo concentra-se em desenvolver estratégias de estimação que possibilitem avaliar o impacto do consumo do governo no contexto de um modelo VAR estrutural.

3 Modelo Econométrico

O objetivo do trabalho empírico é avaliar qual é o impacto das variáveis fiscais, gasto público (g_t) e tributação (t_t), sobre os demais indicadores da economia. Assim sendo vamos usar um Modelo VAR estrutural que inclui componentes latentes entre as variáveis endógenas conhecido como FAVAR e cuja primeira primeira aplicação foi feita por [Bernanke et al. \(2005\)](#). Inicialmente podemos escrever a forma estrutural do modelo como:

$$\mathbf{A}\mathbf{Y}_t = \Psi(\mathbf{L})\mathbf{Y}_{t-1} + \Gamma\mathbf{Z}_t + \mathbf{B}\mathbf{e}_t \quad (2)$$

Onde temos $\mathbf{Y}'_t = [g_t \ t_t \ \mathbf{F}'_t]$ tal que \mathbf{F}_t é um vetor $K \times 1$, enquanto \mathbf{A} e \mathbf{B} são matrizes quadradas de dimensão igual a $(K+2)$ e $\Psi(\mathbf{L})$ é um polinômio de ordem finita. Na especificação acima há também M variáveis exógenas (observáveis) contidas no vetor \mathbf{Z}_t , de modo que a matriz de coeficientes Γ possui dimensão $(K+2) \times M$. O vetor aleatório e_t de dimensão $(K+2) \times 1$ representa os choques estruturais nas variáveis endógenas, logo podemos assumir que $\mathbb{E}(\mathbf{e}_t) = 0$ e $\mathbb{E}(\mathbf{e}_t \cdot \mathbf{e}'_t) = \mathbf{\Omega}$ para qualquer t , e que $\mathbf{\Omega}$ é uma matriz diagonal.

O vetor \mathbf{F}_t representa um conjunto de K fatores, os quais são não-observáveis, mas que tal como o gasto e os impostos, influenciam uma série de indicadores agregados e setoriais. Assim sendo vamos assumir que temos um conjunto grande de variáveis informativas (\mathbf{X}_t) e qualquer uma delas pode ser escrita uma combinação linear dos fatores:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{\Lambda}\mathbf{F}_t + \omega_t \quad (3)$$

Onde tem-se que \mathbf{X}_t é o vetor de N variáveis que são afetadas pelo mesmo conjunto de K fatores de acordo com a magnitude dos coeficientes da matriz $\mathbf{\Lambda}$, de dimensão $N \times K$. Por outro lado, cada um dos N termos do componente aleatório (ω_t) é um choque específico de uma respectiva variável informativa. Como todos os fatores comuns estão sumarizados em \mathbf{F}_t , então podemos assumir que os fatores específicos sejam estatisticamente independentes entre si, ou seja, $\mathbb{E}(\omega_t \cdot \omega'_t) = \mathbf{\Sigma}$ é uma matriz diagonal.

3.1 Identificação dos Choques de Política Fiscal

Antes de proceder na estimação dos parâmetros estruturais do Modelo em (2), é útil descrever a metodologia moderna da identificação do VAR estrutural com

variáveis fiscais descrita em [Blanchard and Perotti \(2002\)](#). Assim sendo considere inicialmente um modelo sem fatores não-observáveis que são substituídos por uma única variável que sumariza os fatores latentes da economia, o Produto Interno Bruto (y_t). Sabemos que naturalmente uma parte do volume de gasto público está associado ao pagamento de transferências a indivíduos e ao setor privado e que esse tipo de transferências está sujeito a oscilações na renda. Por exemplo, alguns estabilizadores anticíclicos como o seguro-desemprego e os subsídios a empresas devem ser maiores quando a renda agregada está mais baixa. Para evitar que ambas as variáveis fiscais incorporem esse efeito dependente da renda definimos a tributação (t_t) como sendo o imposto líquido. Ou seja, t_t é a arrecadação tributária subtraída das transferências, logo temos o gasto público (g_t) apenas como a soma das despesas inelásticas à renda.

Na especificação do modelo estrutural (2) para o caso em questão, as respectivas restrições sobre as matrizes \mathbf{A} e \mathbf{B} são tais que:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{g,y} \\ 0 & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \mathbf{Y}_t = \begin{bmatrix} \Psi^g(\mathbf{L}) \\ \Psi^t(\mathbf{L}) \\ \Psi^y(\mathbf{L}) \end{bmatrix} \mathbf{Y}_{t-1} + \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & 0 \\ \beta_{t,g} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix} \quad (4)$$

Ainda que nessa construção estejamos assumindo que há apenas uma variável sujeita aos efeitos dos estabilizadores automáticos (t_t), deve-se ressaltar que há efeitos discricionários embutidos tanto no gasto quanto no imposto líquido. Ou seja, é natural assumir que o governo olha para os dados sobre a atividade econômica, como o PIB, e decide sobre o volume de gastos e impostos, portanto essa é a interpretação dos parâmetros $\alpha_{g,y}$ e $\alpha_{t,y}$. Por outro lado, a existência de dois coeficientes iguais a zero na matriz \mathbf{A} significa que as variáveis fiscais não apresentam uma interdependência entre si, visto que ambas estão sujeitas à mesma regra de política econômica controlada pelo governo.

A hipótese crucial da estratégia de identificação diz respeito ao uso de dados com alta frequência. Caso as séries obtidas estejam na forma de dados mensais ou trimestrais, supõe-se que o governo não responde contemporaneamente a um choque idiossincrático na renda agregada, logo coloca-se a restrição de que todos os termos da terceira coluna da matriz \mathbf{B} , exceto o último, sejam iguais a zero. Deve-se ressaltar também que nessa especificação o único choque exógeno que possui efeito direto sobre o produto é e_t^y , mas isso é na verdade uma hipótese simplificadora que

facilita a estimação do modelo. Logo há dois elemento nulos na última linha da matriz \mathbf{B} .

A estimativas de $\alpha_{g,y}$ e $\alpha_{t,y}$ por Mínimos Quadrados Ordinários são inconsistentes, assim há mais duas restrições adicionais. Como os dados estão em frequência alta, logo há defasagens no diagnóstico e na implementação da política fiscal, então esses parâmetros não incorporam o efeito discricionários, mas tão somente os efeitos automáticos do PIB sobre o volume de gasto e impostos líquidos respectivamente. Visto que g_t exclui qualquer tipo de transferência, então é inelástico em relação ao PIB. Assim assume-se que $\alpha_{g,y} = 0$. Por outro lado, o parâmetro $\alpha_{t,y}$ é a soma das elasticidade de vários tipos de impostos e transferências em relação ao PIB, tal como detalhado em [Perotti \(2005\)](#). Dado isso podemos definir os resíduos da 1ª e 2ª equação, u_t^g e u_t^t , como:

$$u_t^g = g_t - \Psi^g(\mathbf{L})\mathbf{Y}_{t-1} \quad (5)$$

$$u_t^t = t_t - \alpha_{t,y} y_t - \Psi^t(\mathbf{L})\mathbf{Y}_{t-1} \quad (6)$$

Assim usamos os mesmos como variáveis instrumentais de g_t e t_t , respectivamente, na estimação de $\alpha_{y,g}$ e $\alpha_{y,t}$ na 3ª equação.

Por fim veja que tanto g_t quanto t_t respondem a mesmo conjunto de choques estruturais, (e_t^g, e_t^t) , logo não há forma de identificar os parâmetros $\beta_{g,y}$ e $\beta_{t,y}$. Portanto a identificação dos coeficientes pode ser feita sob duas restrição alternativas, $\beta_{g,t} \neq 0$ e $\beta_{t,g} = 0$, ou, $\beta_{g,t} = 0$ e $\beta_{t,g} \neq 0$. Agora note que

$$u_t^g = e_t^g + \beta_{g,t} e_t^t \quad (7)$$

$$u_t^t = e_t^t + \beta_{t,g} e_t^g \quad (8)$$

Assim sendo, por exemplo, sob o primeiro tipo de restrição ($\beta_{t,g} = 0$) temos que $u_t^g = \beta_{g,t} u_t^t + e_t^g$, e portanto podemos estimar consistentemente $\beta_{g,t}$ por Mínimos Quadrados Ordinários.

3.2 Identificação do Modelo FAVAR

A partir da estratégia descrita na seção anterior para um caso simplificado como o modelo (4), vamos desenvolver a identificação e estimação para o caso geral. Considere que o vetor das variáveis endógenas inclui K fatores, de modo que temos

$\mathbf{Y}'_t = [g_t \ t_t \ f_{1,t} \ \dots \ f_{K,t}]$ e os respectivos choques, $\mathbf{e}'_t = [e_t^g \ e_t^t \ e_t^{f_1} \ \dots \ e_t^{f_K}]$. A estimação é feita em dois estágios. Como há nessa especificação há K variáveis latentes, logo usamos os dados sobre \mathbf{X}_t para estimar \mathbf{F}_t e $\mathbf{\Lambda}$ extraindo os K primeiros componentes principais.

A princípio, pode haver muitos parâmetros a serem estimados, visto que, além da matriz $\mathbf{\Lambda}$, há K séries temporais \mathbf{F}_t , $t = 1, \dots, T$, que são desconhecidas. Contudo desde que a quantidade de variáveis informativas (N) seja suficientemente grande, então os K primeiros *principal components* estimam consistentemente os fatores latentes (\mathbf{F}_t). O 2º estágio do procedimento usa os componentes principais obtidos anteriormente em lugar das respectivas séries de fatores. Logo, após estimar a equação (3), a próxima questão é como estimar os coeficientes do VAR estrutural em (2).

Para o caso geral com K variáveis latentes vamos assumir que a matriz quadrada de dimensão $(K+2)$ dos coeficientes contemporâneos na equação (2) pode ser escrita como:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{g,f_1} & -\alpha_{g,f_2} & \dots & -\alpha_{g,f_K} \\ 0 & 1 & -\alpha_{t,f_1} & -\alpha_{t,f_2} & \dots & -\alpha_{t,f_K} \\ -\alpha_{f_1,g} & -\alpha_{f_1,t} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ -\alpha_{f_2,g} & -\alpha_{f_2,t} & -\alpha_{f_2,f_1} & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & & & & & \vdots \\ -\alpha_{f_K,g} & -\alpha_{f_K,t} & -\alpha_{f_K,f_1} & -\alpha_{f_K,f_2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

e a analogamente à seção 2.1 a respectiva matriz \mathbf{B} de respostas das variáveis endógenas aos choques estruturais é:

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & 0 & \dots & 0 \\ \beta_{t,g} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & & & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (10)$$

Em um modelo macroeconômico, os fatores são tipicamente variáveis econômicas abstratas que são acompanhadas pelo governo tal como o PIB em (4). Assim, ainda que seja possível para um *policymaker* observar alguma delas, vamos assumir que nem o gasto (g_t) e tampouco a receita, líquida de transferências, (t_t) podem responder discricionariamente num curto espaço de tempo, como um mês

ou um trimestre, à qualquer fator. Assim o primeiro conjunto de restrições feito é $\alpha_{g,f_1} = \dots = \alpha_{g,f_K} = 0$. Por sua vez, na segunda equação os coeficientes α_{t,f_i} , $i = 1, \dots, K$, representam apenas a resposta automática dos tributos a fatores não-observáveis. Com essa restrição, a primeira equação do sistema pode ser estimada por uma regressão de Mínimos Quadrados. Como foi ressaltado na seção anterior, não existe interdependência entre as variáveis fiscais.

Como pode ser visto na matriz, a identificação dos choques nos fatores em particular segue um ordenamento recursivo, de modo que há uma relação causal unilateral entre quaisquer dois fatores. Por exemplo, vamos assumir que a segunda variável latente responde contemporaneamente à primeira, mas não há o efeito contrário. Isso é razoável, pois o primeiro fator ($f_{1,t}$) é aquele possui maior variância na estimação por componentes principais, e está associado à atividade econômica. Esse é portanto o fator mais exógeno entre todos, e, por isso, influencia contemporaneamente todos as demais variáveis não-observadas, $f_{2,t}, \dots, f_{K,t}$, da economia.

Pode-se questionar a hipótese de que não haja correlação entre os choques estruturais nos fatores. Contudo como será visto adiante a estimação de cada um dos K componentes de \mathbf{F}_t possui interpretação econômica e está associado a um conjunto particular de variáveis. Como sugerem [Bernanke et al. \(2005\)](#) alguns dos componentes no vetor \mathbf{X}_t , como o preço de ativos e taxa de juros, respondem mais rapidamente a um choque do que outros. Logo outra maneira de manter a estrutura recursiva nos fatores é extrair o primeiro componente principal das variáveis que respondem com relativa lentidão e substituí-la em $f_{1,t}$. Em seguida, extraímos o primeiro componente principal das variáveis informativas restantes e substituímos em $f_{2,t}$.

O último conjunto de restrições do sistema diz respeito à matriz de coeficientes Γ . Em primeiro lugar, para compor o vetor \mathbf{Z}_t devemos selecionar variáveis que não podem ser um subconjunto de \mathbf{X}_t por causa da estrutura da equação (3). Como foi constatado na seção 2.1, há defasagens de resposta de g_t e t_t , então nem a o gasto e nem o imposto líquido podem responder contemporaneamente a qualquer das variáveis exógenas. Em termos precisos isso significa que nenhum dos elementos de \mathbf{Z}_t está no conjunto de informação das variáveis de política fiscal, logo temos que

impor que as duas primeiras linhas de $\mathbf{\Gamma}$ são iguais a zero.³ Se houverem tantas variáveis exógenas quanto o número de fatores atendendo essa condição, ou seja, $M \geq K$, então podemos usá-las como instrumentos para estimar $\alpha_{t,f_1}, \dots, \alpha_{t,f_K}$. Assim é possível recuperar os choques e_t^g e e_t^t .

Feitas as observações anteriores, os resíduos da 1ª e 2ª equações são respectivamente:

$$g'_t = g_t - \mathbf{\Psi}^g(\mathbf{L})\mathbf{Y}_{t-1} \quad (11)$$

$$t'_t = t_t - \sum_{i=1}^K \alpha_{t,f_i} f_{i,t} - \mathbf{\Psi}^t(\mathbf{L})\mathbf{Y}_{t-1} \quad (12)$$

que, por sua vez, podem ser reescritas como:

$$g'_t = e_t^g + \beta_{g,t} e_t^t \quad (13)$$

$$t'_t = \beta_{t,g} e_t^g + e_t^t \quad (14)$$

Como a matriz de covariância dos choques \mathbf{e}_t , dada por $\mathbf{\Omega}$, é diagonal, é possível perceber que

$$\mathbb{E}(g'_t \cdot e_t^{f_i}) = \mathbb{E}(t'_t \cdot e_t^{f_i}) = 0, \quad i = 1, \dots, K \quad (15)$$

Logo usam-se (11) e (12) como instrumentos para g_t e t_t respectivamente e é possível estimar consistentemente todos os parâmetros da 3ª equação. A partir de (15), na quarta equação do sistema usamos mais uma vez g'_t e t'_t como instrumentos para as séries de gasto público e imposto líquido, logo os parâmetros $\alpha_{f_2,g}$ e $\alpha_{f_2,t}$ são consistentemente estimados. Por outro lado o coeficiente α_{f_2,f_1} não pode ser estimado consistentemente por Mínimos Quadrados Ordinários, por isso defina

$$f'_{1,t} = f_{1,t} - \alpha_{f_1,g} g_t - \alpha_{f_1,t} t_t \quad (16)$$

É fácil notar que $\mathbb{E}(f'_{1,t} \cdot e_t^{f_2}) = 0$,⁴ portanto $f'_{1,t}$ é um instrumento válido para o

³Na verdade, tanto a 1ª quanto a 2ª equação só podem incluir variáveis exógenas desde que sejam defasadas.

⁴Seja $\mathbf{\Psi}^{f_1}(\mathbf{L})$ a terceira linha do polinômio auto-regressivo e $\mathbf{\Gamma}^{f_1}$ a terceira linha da matriz $\mathbf{\Gamma}$. Veja que a 3ª equação do modelo é

$$f_{1,t} = \alpha_{f_1,g} g_t + \alpha_{f_1,t} t_t + \mathbf{\Psi}^{f_1}(\mathbf{L})\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}^{f_1}\mathbf{Z}_t + e_t^{f_1}$$

portanto pela definição de $f'_{1,t}$ em (16) temos que

$$\mathbb{E}[f'_{1,t} \cdot e_t^{f_2}] = \mathbb{E}[(\mathbf{\Psi}^{f_1}(\mathbf{L})\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}^{f_1}\mathbf{Z}_t + e_t^{f_1}) \cdot e_t^{f_2}]$$

primeiro fator latente, pois fizemos a restrição que a matriz de covariância, $\mathbf{\Omega}$, seja diagonal.

Seguindo esse raciocínio é possível encontrar variáveis instrumentais para todas variáveis endógenas do modelo, de forma que as estimativas dos coeficientes da matriz \mathbf{A} são consistentes. Por fim, como \mathbf{B} possui uma estrutura semelhante àquela apresentada no modelo em (4), então estima-se $\beta_{g,t}$ ou $\beta_{t,g}$ supondo que um deles seja igual a zero e usando os resíduos g'_t e t'_t .

4 Dados

Nesse estudo utiliza-se um conjunto amplo de dados trimestrais sobre a economia dos Estados Unidos dividido em três categorias. A primeira delas, que abrange o período de 1950 até 2010, se refere à soma das receitas e despesas das entidades federais, estaduais e municipais segundo os dados provenientes das Contas Nacionais de Renda e Produto elaboradas pelo *Bureau of Economic Analysis* (BEA). A intenção é usar estatísticas do governo geral sobre consumo corrente e investimento para criar uma variável de gasto público que seja razoavelmente exógena e que portanto não responda aos movimentos, por exemplo, de produto e emprego no mesmo trimestre. Assim sendo as despesas, por exemplo do seguro social, que aumentam nos períodos de recessão, não estão incluídos na presente taxonomia de gasto do governo. Esse tipo de despesa, bem como o pagamento de subsídios, juros e outros, é subtraída da receita tributária para obter uma medida de imposto líquido tal como feito por [Perotti \(2005\)](#).

Após obterem-se essas duas séries usamos índices de preços apropriados para converter cada uma delas em termos reais. As tabelas das Contas Nacionais do BEA oferecem também dados sobre índices de preço específicos para o consumo corrente e o investimento bruto, mas que podem ser muito diferentes do índices de preços agregados. Por tal motivo usamos o deflator do Produto Interno Bruto trimestral

que pode ser reescrita como

$$\mathbb{E}[f'_{1,t} \cdot e_t^{f_2}] = \mathbf{\Psi}^{f_1}(\mathbf{L}) \mathbb{E}(\mathbf{Y}_{t-1} \cdot e_t^{f_2}) + \mathbf{\Gamma}^{f_1} \mathbb{E}(\mathbf{Z}_t \cdot e_t^{f_2}) + \mathbb{E}(e_t^{f_1} \cdot e_t^{f_2})$$

Por construção, $\mathbb{E}(\mathbf{Y}_{t-1} \cdot e_t^{f_2}) = \mathbf{0}$ e $\mathbb{E}(\mathbf{Z}_t \cdot e_t^{f_2}) = \mathbf{0}$, e por hipótese, $\mathbb{E}(e_t^{f_1} \cdot e_t^{f_2}) = 0$. Assim concluímos que $\mathbb{E}(f'_{1,t} \cdot e_t^{f_2}) = 0$.

também do BEA para converter qualquer variável fiscal em termos reais.

O segundo conjunto de dados é um painel de 155 variáveis macroeconômicas que caracterizam vários aspectos da economia norte-americana, que estão descritas de forma detalhada no Apêndice. Esse conjunto de séries são as chamadas variáveis informativas da equação (3), e que, por sua vez, serve como a amostra para a estimação dos *Principal Components*. Assim sendo, tal como em [Stock and Watson \(2002\)](#) escolhe-se um amplo painel que abrange basicamente estatísticas sobre produção, preços, emprego e renda, as quais podem trazer informações sobre os fatores comuns a cada uma dessas centenas de indicadores. Logo como pode ser visto na descrição dada no apêndice, grande parte das estatísticas coletadas para a estimação está desagregada em níveis setoriais, o que implica que um choque agregado da economia, ou seja os fatores comuns podem ter efeitos muito distintos de acordo com as características de cada indústria que depende do valor da matriz de coeficientes da equação (3).

A maior parte das séries das variáveis informativas foram obtidas diretamente do *Federal Reserve Economic Data* (FRED), que por sua vez é uma compilação de estatísticas elaboradas por diversos órgãos, enquanto aquelas demais que compõem o painel foram obtidas diretamente das fontes que estão citadas no Apêndice A.⁵ Como as variáveis econômicas retiradas do FRED não são de elaboração própria, então para estas e as demais colocamos no Apêndice apenas suas respectivas fontes de dados primárias. Para cada série há outras informações relevantes como o tipo de transformação usada para obter estacionariedade e a respectiva extensão de cada uma dentro do período de 1950 a 2008.

Por fim, o último conjunto de dados provem do CEX (*Consumer Expenditure Survey*) cuja fonte é o *Bureau of Labor Statistics*. Basicamente temos um amplo número de indivíduos que são entrevistados no máximo cinco vezes consecutivas sobre suas respectivas despesas de consumo nos últimos três meses em várias categorias como alimentação, transporte, entretenimento, entre outros. O período de coleta dos dados começa em janeiro de 1980 e termina em março de 2004. A base de dados deste artigo é a mesma usada por [Krueger and Perri \(2006\)](#), de modo que esse tra-

⁵Os indicadores do mercado financeiro dos Estados Unidos foram obtidos diretamente da plataforma Bloomberg e os preços de commodities que estão no Apêndice B são de elaboração do Fundo Monetário Internacional.

balho se beneficia das correções feitas pelos próprios autores quanto às questões de mudança de metodologia na coleta de dados. Nessa forma final dos dados os autores também incluem novas variáveis de consumo agregado, por exemplo, a categoria de bens não-duráveis, que, como será visto adiante, é de fundamental importância para os resultados aqui obtidos.

5 Resultados

5.1 Construção das variáveis fiscais e escolha do número de fatores

Como já foi citado, na especificação básica do modelo, temos um VAR estrutural com $(K+2)$ variáveis endógenas. O consumo do governo (g_t) não inclui componentes anticíclicos ou discricionários, portanto é contemporaneamente exógeno às demais variáveis dependentes do sistema, ao contrário do imposto líquido (t_t) que, por construção, pode responder no mesmo período a qualquer um dos fatores latentes, mas não responde a g_t . Definindo as variáveis fiscais como em [Perotti \(2005\)](#), e usando a taxonomia das Contas Nacionais do BEA temos que g_t é a soma das despesas de consumo (bens e serviços), investimento bruto e da compra líquida de ativos não-produzidos, enquanto t_t é a receita líquida de transferências. Portanto pelas estatísticas do BEA, contabilizamos a última como a soma da arrecadação tributária, receitas da previdência, renda sobre ativos (juros e dividendos), transferências correntes (de empresas e indivíduos) e receitas de capital, líquida da soma de benefícios sociais, subsídios, pagamento de juros ao resto do mundo e transferências líquidas ao resto do mundo.

As variáveis fiscais construídas baseadas nessa metodologia são mostradas na Figura 1 como proporção do PIB dos EUA em escala logarítmica. Analisando todo o período de 1950:1 a 2008:2, é possível perceber que as proporções do consumo do governo (g_t) e do imposto líquido (t_t) em relação ao produto permaneceram constantes com poucas exceções. Por outro lado, em períodos de cerca de 5 anos o padrão das variáveis fiscais parece seguir diferentes processos estacionários. Ou seja, apesar de g_t e t_t serem similares entre o início e o final da amostra, essas séries parecem apresentar uma tendência estocástica (TS). Assim sendo a forma

mais conveniente de obter estacionariedade é usar o filtro HP (Hodrick and Prescott (1997)). Para fins de comparação, também consideramos o caso mais simples em que há em ambas as séries uma tendência determinística (TD) que pode ser linear e quadrática.

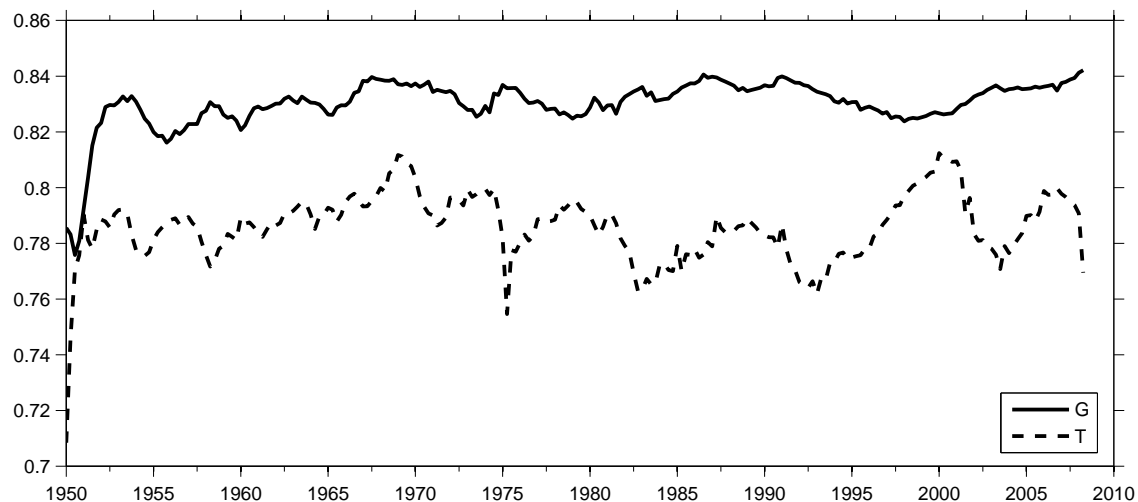


Figura 1: *Consumo do Governo e Impostos Líquidos como proporção do PIB*

Tal como em Boivin et al. (2009) a estimação das equações (2) e (3) é feita em dois estágios. Inicialmente estimam-se os K primeiros componentes principais de um painel não-balanceado de 155 variáveis informativas descritas no Apêndice⁶ e em seguida usa-se cada *principal component* como estimativa do respectivo fator em \mathbf{F}_t na especificação do VAR estrutural. Contudo, uma questão que surge no primeiro estágio é a incerteza sobre o verdadeiro número de componentes comuns às variáveis do painel \mathbf{X}_t , ou seja o modelo estrutural não impõe quantos devem ser os fatores incluídos em nossa especificação. A natureza desse problema assemelha-se com a questão da escolha do número de defasagens em quase todos os tipos de modelos de séries temporais auto-regressivos, que por sua vez não tem um arcabouço da teoria para indicar qual o número verdadeiro de *lags*. Uma possível solução é usar os critérios de informação IC_{p1} , IC_{p2} e IC_{p3} sugeridos por Bai and Ng (2002),

⁶As variáveis informativas em \mathbf{X}_t são todas aquelas descritas no Apêndice, exceto os preços de commodities, ou seja, um total de 151 séries. A partir dos dados sobre despesas de consumo do CEX, construímos quatro indicadores informativos adicionais, cujos detalhes serão dados na seção 5.

e cujos respectivos valores foram calculados para até 10 fatores utilizando o referido painel de variáveis macroeconômicas.⁷

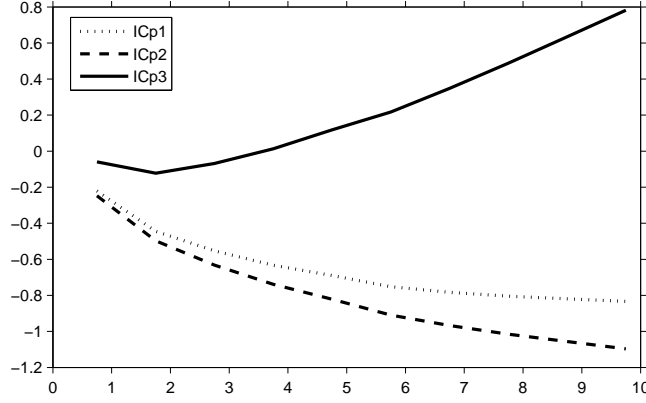


Figura 2: Critérios de informação do número de fatores

A figura 2 mostra o comportamento dos critérios de informação a medida que o número de componentes principais estimados aumenta. O objetivo é encontrar o argumento que minimiza cada um dos critérios e que, por sua vez, estima consistentemente o parâmetro K . É possível notar que apenas IC_{p3} apresenta um mínimo global indicando dois fatores latentes. As funções IC_{p1} e IC_{p2} não apresentam um mínimo entre 1 e 10, indicando que a quantidade de componentes principais a ser estimada seja muito grande, logo vamos usar $K = 2$ para o próximo estágio da estimação. Um outro motivo para essa escolha é dado por [Stock and Watson \(2005\)](#) que indicam que os critérios de informação geralmente escolhem um K bastante grande, e que um subconjunto de fatores possui significância estatística, mas pouco significado econômico, logo nesse estágio é preferível ser parcimonioso quanto à quantidade de variáveis latentes incluídas no VAR.

Após escolher o valor de K , para a estimação dos K primeiros componentes principais devemos primeiro fazer restrições a fim de que os parâmetros da equação (3) sejam identificados. O tipo de restrição mais comum é impor que a matriz de coeficientes seja tal que $N^{-1}\mathbf{\Lambda}'\mathbf{\Lambda} = \mathbf{I}_K$, e a seguir as estimativas são baseadas nos

⁷O método de [Bai and Ng \(2002\)](#) não pode ser usado com *missing data*, logo devemos escolher um número de variáveis (N) e o tamanho da amostra (T) a fim de maximizar $N \times T$. Portanto deve-se dizer que, somente para esse exercício, reduzimos o número de observações, obtendo um painel balanceado com 116 variáveis acompanhadas entre os trimestres 1960:1 e 2008:2.

K maiores autovalores de $\sum_{t=1}^T \mathbf{X}_t' \mathbf{X}_t$.⁸ Para garantir estacionariedade em cada uma das 155 variáveis, usamos transformações logarítmicas e de primeira diferença tal como descrito no Apêndice. Como temos um painel de observações incompletas, a estimação dos fatores é feita usando o algoritmo sugerido por [Stock and Watson \(1998\)](#) baseado no método EM (*Expectation Maximization*). Tal procedimento é bastante eficiente e converge tipicamente após 15 iterações.

A próxima questão a ser tratada é como colocar os dois fatores no sistema (2). Como foi sugerido na seção 2, a estratégia de identificação é baseada no ordenamento recursivo dos *principal components*, de modo que o mais exógeno é aquele que possui maior variância, contudo uma forma mais intuitiva de justificar as restrições contemporâneas para construir a matriz (9) é olhar a interpretação econômica dessas estimativas. Usando um painel macroeconômico similar ao deste artigo, [Stock and Watson \(2005\)](#) mostram que o primeiro fator está geralmente associado aos movimentos da produção e emprego enquanto o segundo fator é relevante para explicar o preço de ativos e índices de preço ao consumidor. Essa separação razoavelmente bem definida entre variáveis reais e nominais também é consistente com nossa amostra. Partindo do painel de 155 variáveis, é possível ver na figura 3 que a estimativa do primeiro fator é bastante similar aos dados da produção industrial agregada, IP, (correlação 0,82) enquanto na figura 4 vê-se que o segundo fator covaria com a taxa de juros média (efetiva) nos empréstimos interbancários, FEDFUNDS, (correlação 0,76).⁹

Assim sendo, como os fatores são relacionados respectivamente a uma medida de produção e ao nível de juros da economia americana, podemos usar as características de uma identificação *benchmark* para caracterizar nosso modelo. Sabe-se que a taxa de juros FEDFUNDS é um dos instrumentos de política monetária do *Federal Reserve* e que o PIB e os demais indicadores de produção e emprego são variáveis de seu conjunto de informação ([Christiano et al. \(1998\)](#)), portanto, por analogia, em nossa especificação deve-se colocar o primeiro componente principal ordenado antes do segundo. Ou seja, a grosso modo, usamos a hipótese de que o PIB influencia os juros contemporaneamente, mas não o contrário.

⁸Seguindo a orientação de [Johnson and Wichern \(2007\)](#), como as variáveis do painel são medidas em unidades diferentes é necessário padronizá-las a fim que tenham média zero e variância um.

⁹Nas variáveis IP e FEDFUNDS foram aplicadas as transformações descritas no apêndice. Além disso, para fins de análise gráfica, fizemos uma mudança de escala para que tenham igual variância aos respectivos fatores a que são comparadas.

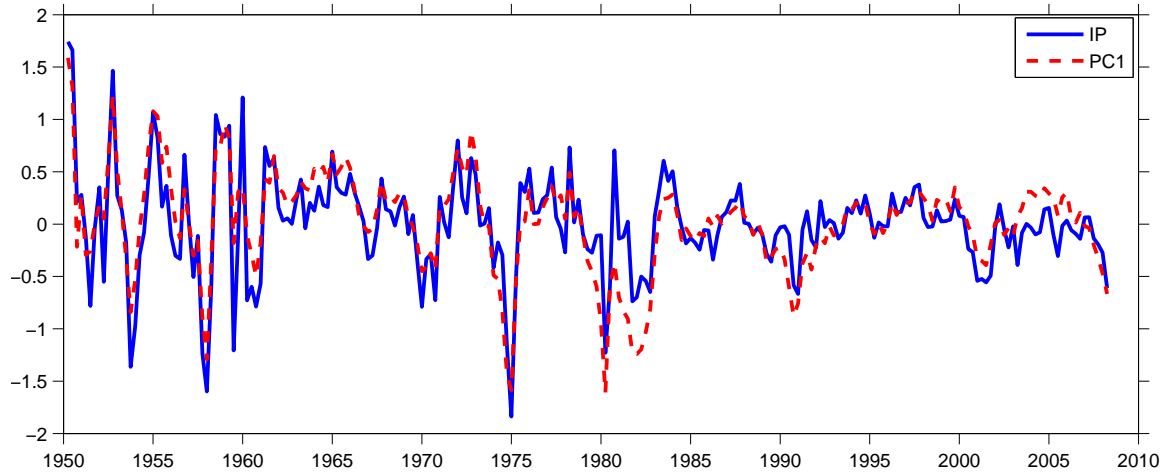


Figura 3: *Primeiro Componente Principal e IP*

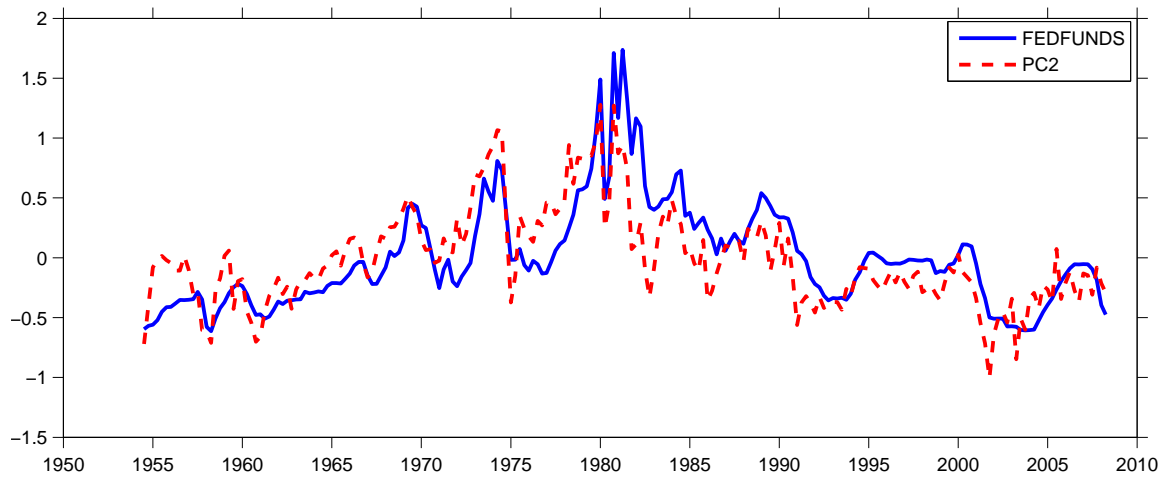


Figura 4: *Segundo Componente Principal e FEDFUNDS*

5.2 Escolha dos instrumentos

Com as construções feitas na subseção anterior chegamos à especificação do VAR com 4 variáveis endógenas. Logo resta apenas determinar quais são as variáveis exógenas na 3ª e 4ª equações que, por sua vez, são necessárias para estimar os parâmetros α_{t,f_1} e α_{t,f_2} .

É um fato estilizado que o preço de commodities possui impacto notável sobre as variáveis macroeconômicas, de modo que grande parte das estatísticas em nosso painel parece estar bastante correlacionada com os preços internacionais desse tipo de produto. Essa importância também é reconhecida em modelos VAR, sobretudo analisando efeitos política monetária, de modo que [Christiano et al. \(1998\)](#) explicitam o índice de preço de commodities como uma das variáveis do conjunto de informação do Banco Central. Além disso vamos seguir [Bernanke et al. \(2005\)](#) e assumir que a política monetária não tem efeitos contemporâneos sobre qualquer variável da economia, logo commodities são tratadas como exógenas em relação às taxas de juros dos *Fed Funds*. Então, lembrando que o segundo fator está associado ao movimentos das taxas de juros, é razoável usar o conjunto das quatro commodities de nossa base de dados como instrumentos para o segundo componente principal.¹⁰

Como foi visto na seção anterior, a estimativa do primeiro fator latente é bastante associada aos movimentos da produção e portanto a escolha de seu instrumento parece ser mais complicada. O fato é que os commodities possuem bastante efeito sobre o PIB dos Estados Unidos, que pode ser visto nos períodos de recessão entre 1973-1975, 1980-1982 e 1990-1991 devido a três grandes choques de preço do petróleo. Contudo segundo [Kilian \(2008\)](#) ainda que o preço dessa commodity específica pareça ser exógeno em relação à economia norte-americana, os testes estatísticos apontam para um forte efeito causal do PIB sobre o preço internacional do petróleo, que não pode ser negligenciado. Por outro lado [Hamilton \(2003\)](#) propõe um método para remover esse efeito endógeno e deixar apenas o componente predeterminado em relação ao PIB do preço petróleo. Ele propõe construir uma nova variável (v_t) chamada de *net oil price increase*, que é uma medida de efeitos, por exemplo, dos choques políticos sobre o preço do petróleo. A variável é definida para cada trimestre t como:

$$v_t = \begin{cases} p_t - \max\{p_{t-1}, \dots, p_{t-4}\} & \text{se } p_t > \max\{p_{t-1}, \dots, p_{t-4}\} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (17)$$

Usando variáveis logarítmicas, caso o preço do petróleo (p_t) ultrapasse o máximo

¹⁰Implicitamente estamos usando a hipótese que os movimentos discricionário do consumo do governo e do imposto líquido não são influenciados no mesmo trimestre pelo preço de qualquer commodity. Logo essas são exatamente as variáveis exógenas \mathbf{Z}_t que são excluídas da primeira e segunda equações do sistema em (2).

dos últimos quatro trimestre, então dizemos que ocorreu um choque de oferta (como por exemplo após o início da Guerra do Golfo em 1990) que elevou o preço de tal commodity. Como o primeiro *principal component* está associado ao produto real da economia, então v_t é um instrumento válido para estimar consistentemente o parâmetro α_{t,f_1} .

5.3 Efeitos da política fiscal sobre o produto

Após descrever a forma de identificar todos os parâmetros do modelo de política fiscal da subseção 2.2, vamos olhar alguns resultados preliminares sobre a produção. O modelo VAR é especificado com duas defasagens das variáveis endógenas baseados nos critérios de informação de Schwarz e Akaike. Nas 3ª e 4ª equações do sistema, as variáveis exógenas são o choque de oferta do petróleo e também sua 1ª e 2ª defasagens. A respeito do tipo de restrição a ser feito na matriz \mathbf{B} no sistema (2), vamos assumir sem perda de generalidade que as decisões de gasto ocorrem primeiro, já que no caso alternativo os resultados são similares.¹¹

Em primeiro lugar, vamos considerar o caso em que ambas as variáveis possuem tendência estocástica. A figura 5 mostra os efeitos sobre o índice de produção industrial agregado, IP, em resposta a um choque unitário no gasto público e nos impostos líquido bem como os intervalos de confiança de 95% baseados em 500 simulações de Monte Carlo. Há basicamente duas características comuns. Um efeito contemporâneo de ambos os choques sobre a produção é negativo e significativo até aproximadamente 2 períodos, e que após cerca de 10 períodos há um movimento de acomodação. Apesar do efeito contemporâneo do consumo do governo apresentar um sinal contrário ao que esperamos em teoria, é possível ver que o produto aumenta durante cerca de 10 trimestres e atinge o máximo no 5º trimestre após o choque elevar o produto em aproximadamente 0.13 dólares. Tal como em outros estudos é possível perceber que os multiplicadores dinâmicos do gasto público são bastante similares aos multiplicadores do imposto.

Na figura 6 mostramos a resposta do choque quando assume-se que o gasto e o imposto líquido possuem tendência determinística (TD). Nessa circunstância o formato

¹¹Como ressaltam [Blanchard and Perotti \(2002\)](#), no 2º trimestre de 1975 há um grande corte de impostos que parece ser totalmente exógeno, às demais variáveis, logo inclui-se uma *dummy* e duas defasagens desse período.

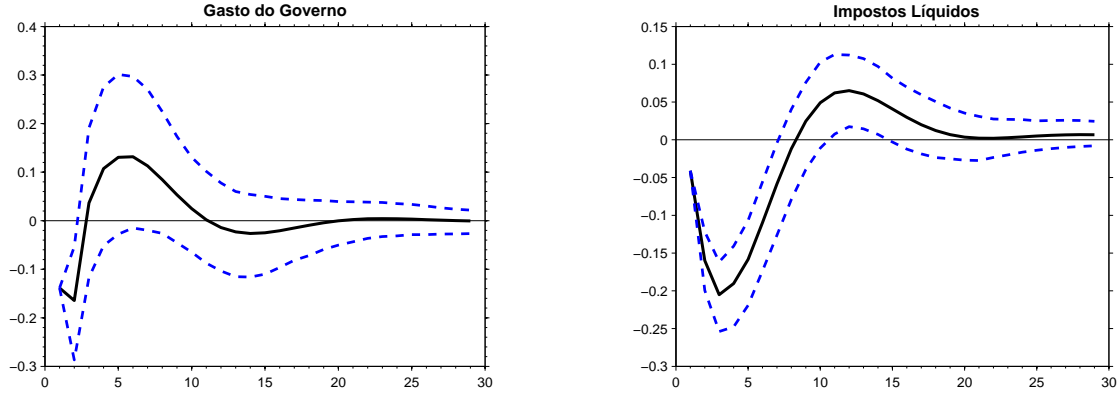


Figura 5: *Efeito de g_t e t_t sobre IP , tendência estocástica*

da função de resposta ao impulso é bastante similar para ambos os choques, exceto na magnitude dos multiplicadores, que mostra uma queda inicial por aproximadamente 10 trimestre, seguido por um efeito positivo e finalmente uma acomodação do choque. Esse resultado indica que sob tal especificação os choques estruturais no consumo do governo e nos impostos líquidos não podem ser completamente caracterizados. Logo qualquer impulso parece ser uma combinação linear de e_t^g e e_t^t . Como foi descrito na seção 4.1, as tendências dos processos estocásticos em g_t e t_t parecem se alterar em períodos aproximados de 5 a 10 anos. Além disso como sugere [Bohn \(1991\)](#), há evidência empírica para os EUA é de que as variáveis fiscais de receita e despesas sejam cointegradas de modo que parece que o procedimento de simplesmente remover as tendências determinísticas não elimina os efeitos cíclicos que são comuns ao gasto e o imposto líquido, pois ambas ainda são processos de tendência estocástica.

Dessa forma, a especificação usada para induzir estacionariedade em g_t e t_t considera ambos como processos TS. O foco da seção seguinte é analisar os efeitos do choque do gasto público, de modo que a resposta das variáveis a e_t^t é de importância secundária, contudo, o formato da função reposta ao impulso desse choque serve para mostrar que a transformação das variáveis assumindo TD talvez não seja razoável dados os problemas apontados anteriormente. O procedimento de usar um filtro HP provavelmente não soluciona completamente o problema de separar os dois tipos de choques, como pode ser visto na Figura 5 pelo comportamento da função de resposta ao impulso após 10 períodos. Contudo essa é tratada como a especificação preferida.

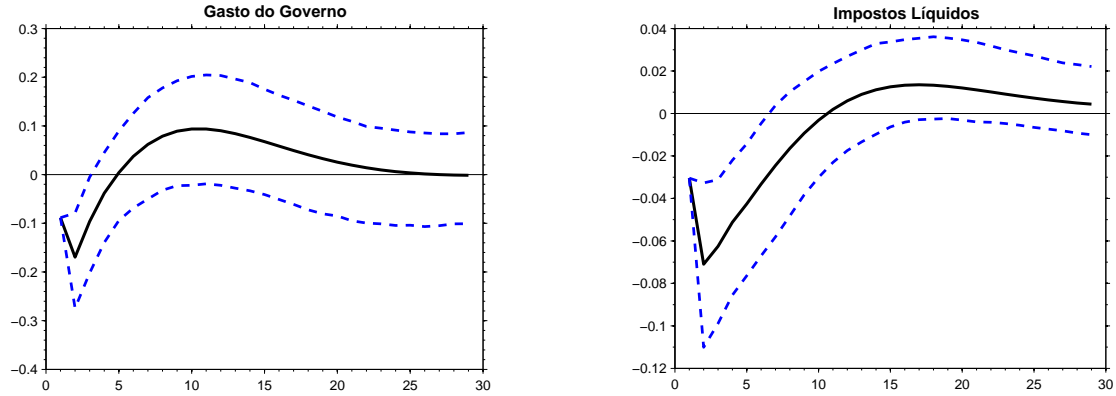


Figura 6: *Efeito de g_t e t_t sobre IP, tendência determinística*

6 Evidências sobre suavização de consumo

As evidências empíricas da seção anterior confirmam o que já foi discutido na introdução. Isto é, há um consenso de que os efeitos do consumo do governo sobre o produto é positivo e relativamente persistente aumentando por cerca de 8 trimestres. Por outro lado, uma questão colocada em vários modelos, mas não confirmada empiricamente diz que o consumo das famílias não deve acompanhar a resposta positiva do PIB ou da renda disponível, pois se um aumento corrente no gasto do governo for percebido como uma elevação futura de imposto, então o consumo deve cair. Assim, a hipótese implícita é de que os indivíduos procuram suavizar suas despesas de consumo ao longo tempo.

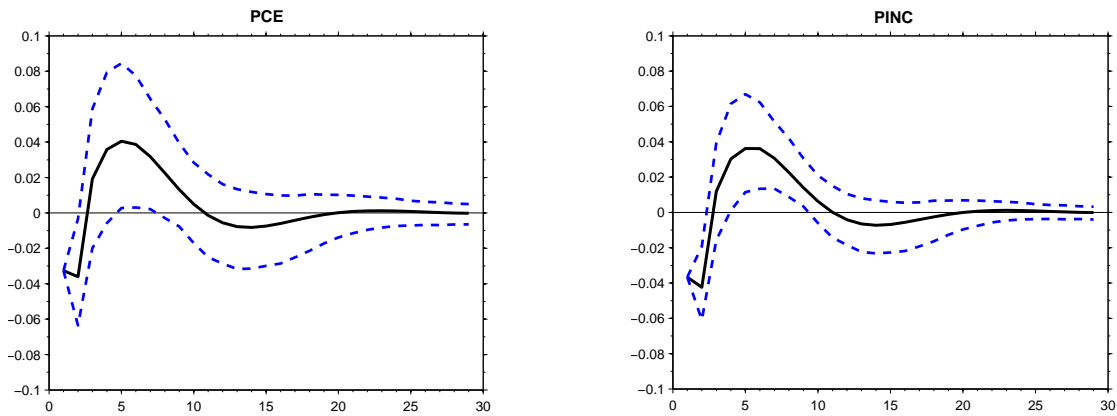


Figura 7: *Efeitos do gasto público sobre o Consumo e a Renda*

É interessante olhar o que nossas estimativas dizem a respeito dessas questões.

Assim sendo, como medida do consumo agregado usamos a série das despesas pessoais de consumo (PCE), e como medida da renda disponível escolhemos a série de renda pessoal (PINC), aonde as respectivas funções de resposta ao impulso e intervalos de confiança estão na figura 7. À primeira vista, olhando-se apenas a resposta de PCE ao choque do governo, pode-se concluir que como o efeito inicial sobre o consumo é negativo, logo a evidência empírica corrobora a previsão dos modelos de consumo intertemporais.

Contudo esse resultado não pode ser olhado separadamente do efeitos sobre a renda pessoal. O fato é que encontramos um efeito bastante similar entre consumo e renda em resposta ao choque do gasto público (g_t) nos trinta trimestres subsequentes, que, com exceção da queda até o 3º trimestre, está de acordo com os resultados encontrados por [Gali et al. \(2007\)](#) a partir de um modelo VAR estrutural com 8 variáveis endógenas. Essas evidências parecem indicar a hipótese de [Campbell and Mankiw \(1989\)](#) onde o consumo agregado depende não somente da renda permanente, mas de forma bastante expressiva da renda corrente disponível, indicando que há um contingente considerável de indivíduos que não suavizam seu consumo com base no valor presente dos fluxos futuros de renda.

Tal fenômeno pode ser olhado de várias maneiras. Uma explicação plausível é dada por [Hubbard et al. \(1986\)](#) de que isso deve-se sobretudo ao problema da restrição de liquidez, de modo que se uma fração grande dos indivíduos não puder ter acesso ao crédito para financiar seu consumo presente é natural esperar que para qualquer oscilação na renda disponível a poupança do setor privado não se alterar muito. Portanto, baseado em tal observação, nossa investigação sobre esse questão passa por admitir que haja alguma heterogeneidade entre os indivíduos e imperfeições no mercado financeiro de forma que alguns deles possam não ter completo acesso ao crédito.

Há uma suposição de que indivíduos pertencentes às faixas de renda mais baixas não sofrem de grandes restrições de liquidez, ao contrário da classe média e classe alta. Contudo, há um problema metodológico em encontrar uma medida que capture razoavelmente essa distribuição de renda entre as classes sociais. Tal como é feito por [Krueger and Perri \(2006\)](#), vamos separar a cada trimestre os indivíduos em quatro quartis de renda (A, B, C e D) a partir de seu consumo de bens não-duráveis. Portanto, por exemplo, para a classe A, em dado período, temos o consumo médio dos

	k=1	k=4	k=7	k=10	
Φ_{PINC}	-3,96	3,32	3,36	0,69	
Φ_{PCTR}	-5,69	4,53	4,70	1,00	
Φ_{CA}	-2,40	4,32	3,21	0,26	$S_{CA} = 27,54$
Φ_{CB}	-3,50	3,46	3,24	0,58	$S_{CB} = 28,07$
Φ_{CC}	-4,97	3,55	3,90	0,91	$S_{CC} = 34,05$
Φ_{CD}	-5,17	2,28	3,34	1,05	$S_{CD} = 29,95$

Tabela 2: *Efeitos de um choque e_t^g sobre o Consumo de A, B, C e D*

indivíduos cujas despesas com bens não-duráveis são superiores ao terceiro quartil dessa variável. O consumo da classe B em cada período é a média das despesas com não-duráveis daqueles cujo consumo está entre o 2º quartil (mediana) e o 3º quartil. Procedendo de forma análoga, a partir das informações dos quartis de renda para cada trimestre da amostra, chegamos às quatro séries de consumo de interesse.¹²

Considere $\Phi_i(k)$ a função de resposta ao impulso da variável i no período k ao choque do gasto público. Então mais uma vez, vamos comparar o a resposta a um choque do gasto público na renda disponível e no consumo, através das funções de resposta ao impulso para a série de renda pessoal, PINC, bem como para o consumo das quatro classes tal como na Tabela 2.

Para facilitar a interpretação dos resultados colocamos a resposta ao impulso de um choque do gasto público dividido por seu respectivo desvio-padrão. É possível notar que, tal como a variável PCE, todas as classes de renda construídas respondem ao choque fiscal com magnitude semelhante à renda pessoal em cada um dos períodos avaliados, mostrando que, condicional a esse evento, a renda corrente é positivamente correlacionada com o consumo dos indivíduos, seja qual for a faixa da renda a que pertençam. Portanto admitindo a possibilidade de que o resultado na figura 7 seja consequência da restrição de liquidez de algumas classes, mesmo assim não conseguimos observar uma associação negativa entre os efeitos dinâmicos sobre o consumo e a renda pessoal nas demais faixas que não possuem restrições. A

¹²Na séries de consumo das classes A, B, C e D aplica-se o método X12 para correção da sazonalidade. Para obter estacionariedade, tal como nas séries de *Personal Consumption Expenditures* aplicamos a 1ª diferença nos logaritmos.

segunda linha da tabela também coloca a função resposta do impulso para a renda pessoal mais transferências, PCTR, contudo os resultados são bastante similares ao da variável PINC.

Outra questão sugerida pela discussão anterior é de que a classe C e D, por estarem sujeitas a algum tipo de restrição de liquidez, sejam mais sensíveis às oscilações na renda provenientes de choques exógenos, como é o caso do gasto público. Vamos chamar de S_i a sensibilidade do consumo de cada uma das faixas de renda como sendo a soma dos valores absolutos de $\Phi_i(k)$ até o 10º período, ou seja:

$$S_i = \sum_{k=1}^{10} |\Phi_i(k)|, \quad i \in \{C_A, C_B, C_C, C_D\} \quad (18)$$

Logo na última coluna da Tabela 2 colocamos os índices de sensibilidade do consumo para as classes A, B, C e D. Usando a medida em (18), C_A e C_B parecem ser menos sensíveis. Ou seja, o consumo de A e B parecem ser menos afetados pela renda corrente no horizonte de até 10 períodos a frente, o que indica que possuem maior facilidade de suavizar o consumo ao longo tempo, cujo motivo, como foi visto, pode ser uma maior facilidade em tomar empréstimos para substituir consumo presente por consumo futuro. O único problema é que por nosso critério deveríamos esperar que C_D fosse mais sensível do que C_C , já que uma classe mais alta identifica maior acesso ao crédito. Logo, parecem haver outros fatores específicos aos grupos que produzem tal resultado, ou talvez o fato de que nossas séries de consumo resumem apenas as despesas com os bens não-duráveis.

7 Conclusão

O uso de um modelo VAR com fatores pode ser muito útil na análise de choques de política fiscal sobre variáveis específicas. Além disso, todos os fatores latentes estimados a partir de um conjunto suficientemente amplo de séries macroeconômicas possuem interpretações e identificam subconjuntos específicos dessas variáveis. Logo, se existe um contrapartida econômica para cada um deles, é razoável usar métodos de identificação baseados em variáveis instrumentais, que só depende da escolha adequada dos respectivos instrumentos.

Por outro lado, os resultados empíricos do modelo VAR estrutural se assemelham àqueles encontrados por outros modelos VAR estruturais na medida que preveem

efeitos positivos do gasto do governo sobre o produto e o consumo. Em particular, as evidências empíricas sobre o consumo são consistentes também em particular quando há subgrupos divididos de acordo com a renda a fim de colocar alguma heterogeneidade com respeito aos indivíduos.

Apêndice A - Paineis de Variáveis Informativas

As 155 séries macroeconômicas usadas são identificadas pelos seus códigos. Além da informação sobre o período, identificam-se também as respectivas transformações para obter estacionariedade: 1=sem transformação, 2=1ª diferença, 4=logaritmo, 5=1ª diferença no logaritmo. Como o nome de cada série diz respeito a classificações específicas dependendo do órgão, então seus nomes são descritos em inglês exatamente como a fonte original. Os códigos da 6ª coluna são para os órgãos: BEA - *Bureau of Economic Analysis*, BLS - *Bureau of Labor Statistics*, BG - *Board of Governors: Federal Reserve System*, BMB - *Bloomberg*, CB - *Census Bureau*, IFS - *International Financial Statistics (IMF)*, ISM - *Institute for Supply Management*.

Produção e Renda

1	IP	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Total index s.a. (2007=100)	BG
2	IPFINSUP	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Final products and nonindustrial supplies s.a. (2007=100)	BG
3	IPFINAL	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Final products s.a. (2007=100)	BG
4	IPCONS	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Consumer goods s.a. (2007=100)	BG
5	IPDCONS	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Durable consumer goods s.a. (2007=100)	BG
6	IPNCONGDS	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Nondurable consumer goods s.a. (2007=100)	BG
7	IPBUSEQ	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Business equipment s.a. (2007=100)	BG
8	IPMAT	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Materials s.a. (2007=100)	BG
9	IPDMAT	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Durable goods materials s.a. (2007=100)	BG
10	IPNMAT	1954:1-2008:2	5	Industrial Production: Nondurable goods materials s.a. (2007=100)	BG
11	IPMANU	1950:1-2008:2	5	Industrial Production: Manufacturing (SIC) s.a. (2007=100)	BG
12	IPRSUTL	1954:1-2008:2	5	Industrial Production: Residential utilities s.a. (2007=100)	BG
13	IPDMANU	1972:1-2008:2	5	Industrial Production: Durable manufacturing (NAICS) s.a. (2007=100)	BG
14	IPNMANU	1972:1-2008:2	5	Industrial Production: Nondurable manufacturing (NAICS) s.a. (2007=100)	BG
15	IPMINE	1972:1-2008:2	5	Industrial Production: Mining (NAICS = 21) s.a. (2007=100)	BG
16	IPELTGAS	1972:1-2008:2	5	Industrial Production: Electric & gas utilities (NAICS = 2211,2) s.a. (2007=100)	BG
17	CUTIL	1967:1-2008:2	1	Capacity Utilization: Total index s.a.	BG
18	CUTILMAN	1959:1-2008:2	1	Capacity Utilization: Manufacturing (SIC) s.a.	BG
19	CUTILDMAN	1967:1-2008:2	1	Capacity Utilization: Durable manufacturing (NAICS) s.a.	BG
20	CUTILNMAN	1967:1-2008:2	1	Capacity Utilization: Nondurable manufacturing (NAICS) s.a.	BG
21	CUTILELGAS	1967:1-2008:2	1	Capacity Utilization: Electric & gas utilities (NAICS = 2211,2) s.a.	BG
22	CUTILMINE	1967:1-2008:2	1	Capacity Utilization: Mining (NAICS = 21) s.a.	BG
23	NAPM	1950:1-2008:2	1	ISM Manufacturing: Purchasing Manager's Composite Index s.a. (%)	ISM
24	NAPMPI	1950:1-2008:2	1	ISM Manufacturing: Production Index s.a. (%)	ISM
25	PINC	1950:1-2008:2	5	Personal Income s.a.a.r (2005=100, chained US\$)	BEA
26	PITR	1950:1-2008:2	5	Personal Income less Current Transfers Receipts s.a.a.r (2005=100, chained US\$)	BEA

Emprego e Horas de Trabalho

27	CE16OV	1950:1-2008:2	5	Civilian Employment: Persons 16 years of age & older s.a. (thousands)	BLS
28	UNRATE	1950:1-2008:2	1	Civilian Unemployment Rate: 16 years of age & older s.a. (%)	BLS
29	CLF16OV	1950:1-2008:2	5	Civilian Labor Force: 16 years of age & older s.a. (thousands)	BLS
30	UEMPMEAN	1950:1-2008:2	1	Average (Mean) Duration of Unemployment s.a. (weeks)	BLS
31	UEMPLT5	1950:1-2008:2	1	Civilians Unemployed - Less Than 5 Weeks s.a. (thousands)	BLS
32	UEMP5TO14	1950:1-2008:2	1	Civilians Unemployed - 5-14 Weeks s.a. (thousands)	BLS
33	UEMP15OV	1950:1-2008:2	1	Civilians Unemployed - 15 Weeks & Over s.a. (thousands)	BLS
34	UEMP15T26	1950:1-2008:2	1	Civilians Unemployed - 15-26 Weeks s.a. (thousands)	BLS
35	EMPNAGR	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: nonagr. Industries s.a. (thousands)	BLS
36	EMPPRIV	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: private s.a. (thousands)	BLS
37	EMPGDS	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: goods-producing s.a. (thousands)	BLS
38	EMPMINE	1958:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: mining s.a. (thousands)	BLS
39	EMPCONST	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: construction s.a. (thousands)	BLS
40	EMPMANU	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: manufacturing s.a. (thousands)	BLS
41	EMPDMNU	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: durable manufacturing s.a. (thousands)	BLS
42	EMPNMNU	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: nondurable manufacturing s.a. (thousands)	BLS
43	EMPSRV	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: service-producing s.a. (thousands)	BLS
44	EMPTTUT	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: trade, transportation and utilities s.a. (thousands)	BLS
45	EMPWSAL	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: wholesale trade s.a. (thousands)	BLS
46	EMPRET	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: retail trade s.a. (thousands)	BLS
47	EMPFIN	1950:1-2008:2	5	Employees on nonfarm payrolls: financial activities s.a. (thousands)	BLS
48	AWHPR	1958:1-2008:2	1	Average Weekly Hours: total private s.a.	BLS
49	AWHMNU	1950:1-2008:2	1	Average Weekly Hours: manufacturing s.a.	BLS
50	AWHMNUOV	1950:1-2008:2	1	Average Weekly Hours: manufacturing overtime s.a.	BLS
51	NAPMEI	1950:1-2008:2	1	ISM Manufacturing: Employment Index s.a.	ISM
Consumo					
52	PCE	1950:1-2008:2	5	Personal Consumption Expenditures (PCE) s.a.a.r. (2005=100, billions US\$)	BEA
53	PCEDG	1950:1-2008:2	5	PCE: Durable goods s.a.a.r. (2005=100, billions US\$)	BEA
54	PCENG	1950:1-2008:2	5	PCE: Nondurable goods s.a.a.r. (2005=100, billions US\$)	BEA
55	PCES	1950:1-2008:2	5	PCE: Services s.a.a.r. (2005=100, billions US\$)	BEA

Habitação

56	HOUSTNE	1959:1-2008:2	4	Housing Starts in Northeast Census Region s.a.a.r. (thousands)	CB
57	HOUSTMW	1959:1-2008:2	4	Housing Starts in Midwest Census Region s.a.a.r. (thousands)	CB
58	HOUSTS	1959:1-2008:2	4	Housing Starts in South Census Region s.a.a.r. (thousands)	CB
59	HOUSTW	1959:1-2008:2	4	Housing Starts in West Census Region s.a.a.r. (thousands)	CB
60	PERMIT	1960:1-2008:2	4	New Private Housing Units Authorized by Building Permits s.a.a.r. (thousands)	CB
61	PERMITNE	1960:1-2008:2	4	New Private Housing Units Authorized by Building Permits in the Northeast Census Region s.a.a.r. (thousands)	CB
62	PERMITMW	1960:1-2008:2	4	New Private Housing Units Authorized by Building Permits in the Midwest Census Region s.a.a.r. (thousands)	CB
63	PERMITS	1960:1-2008:2	4	New Private Housing Units Authorized by Building Permits in the South Census Region s.a.a.r. (thousands)	CB
64	PERMITW	1960:1-2008:2	4	New Private Housing Units Authorized by Building Permits in the West Census Region s.a.a.r. (thousands)	CB
65	HSN1F	1963:1-2008:2	4	New One Family Houses Sold: United States s.a.a.r. (thousands)	CB
66	HSN1FNE	1973:1-2008:2	4	New One Family Houses Sold: Northeast s.a.a.r. (thousands)	CB
67	HSN1FMW	1973:1-2008:2	4	New One Family Houses Sold: Midwest s.a.a.r. (thousands)	CB
68	HSN1FS	1973:1-2008:2	4	New One Family Houses Sold: South s.a.a.r. (thousands)	CB
69	HSN1FW	1973:1-2008:2	4	New One Family Houses Sold: West s.a.a.r. (thousands)	CB
70	HOUST1F	1959:1-2008:2	4	Privately Owned Housing Starts: 1-Unit Structures s.a.a.r. (thousands)	CB
71	HOUST2F	1963:4-2008:2	4	Housing Starts: 2-4 Units s.a.a.r. (thousands)	CB
72	HOUST5F	1959:1-2008:2	4	Privately Owned Housing Starts: 5-Unit Structures or More s.a.a.r. (thousands)	CB

Estoques

73	INV	1950:1-2008:2	5	Total Private inventories s.a. (2005=100, chained US\$)	BEA
74	INVNF	1950:1-2008:2	5	Nonfarm industries Private Inventories s.a. (2005=100, chained US\$)	BEA
75	RINVSL	1950:1-2008:2	5	Private inventories to final sales inventories s.a.	BEA
76	RINVNFSL	1950:1-2008:2	1	Nonfarm inventories to final sales s.a.	BEA
77	NAPMII	1950:1-2008:2	1	ISM Manufacturing: Inventories Index s.a.	ISM

Taxas de Câmbio

78	EXRCAN	1957:1-2008:2	5	Canada (canadian dollars per US\$)	IFS
79	EXRJAP	1957:1-2008:2	5	Japan (yens per US\$)	IFS
80	EXRSWI	1957:1-2008:2	5	Switzerland (swiss francs per US\$)	IFS
81	EXRUK	1957:1-2008:2	5	United Kingdom (US\$ per pounds)	IFS

Taxas de Juros (% por ano)

82	FEDFUNDS	1954:3-2008:2	1	Effective Federal Funds Rate	BG
83	TB3MS	1959:1-2008:2	1	3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate	BG
84	TB6MS	1959:1-2008:2	1	6-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate	BG
85	GS1	1953:2-2008:2	1	1-Year Treasury Constant Maturity Rate	BG
86	GS2	1976:3-2008:2	1	2-Year Treasury Constant Maturity Rate	BG
87	GS3	1953:2-2008:2	1	3-Year Treasury Constant Maturity Rate	BG
88	GS5	1953:2-2008:2	1	5-Year Treasury Constant Maturity Rate	BG
89	GS7	1976:3-2008:2	1	7-Year Treasury Constant Maturity Rate	BG
90	GS7	1953:2-2008:2	1	10-Year Treasury Constant Maturity Rate	BG
91	AAA	1959:1-2008:2	1	Moody's Seasoned Aaa Corporate Bond Yield	BG
92	BAA	1959:1-2008:2	1	Moody's Seasoned Baa Corporate Bond Yield	BG
93	STB3MS	1959:1-2008:2	1	Spread TB3MS	BG
94	STB6MS	1959:1-2008:2	1	Spread TB6MS	BG
95	SGS1	1954:3-2008:2	1	Spread GS1	BG
96	SGS2	1976:3-2008:2	1	Spread GS2	BG
97	SGS3	1954:3-2008:2	1	Spread GS3	BG
98	SGS5	1954:3-2008:2	1	Spread GS5	BG
99	SGS7	1976:3-2008:2	1	Spread GS7	BG
100	SGS10	1954:3-2008:2	1	Spread GS10	BG

Agregados Monetários e Crédito

101	M1	1959:1-2008:2	5	M1 Money Stock s.a. (billions of US\$)	BG
102	M2	1959:1-2008:2	5	M2 Money Stock s.a. (billions of US\$)	BG
103	M3	1959:1-2005:2	5	M3 Money Stock s.a. (billions of US\$)	BG
104	MBARR	1959:1-2008:2	5	Monetary Base, Adjusted for Changes in Reserve Requirements s.a. (billions of US\$)	BG
105	TRARR	1959:1-2008:2	5	Total Reserves, Adjusted for Changes in Reserve Requirements s.a. (billions of US\$)	BG
106	NONBORTAF	1959:1-2008:2	5	Non-Borrowed Reserves of Depository Institutions Plus Term Auction Credit s.a. (billions of US\$)	BG
107	NONRCCR	1950:1-2008:2	5	Nonrevolving consumer credit outstanding owned and securitized s.a. (billions of US\$)	BG
108	CINDLOA	1950:1-2008:2	5	Commercial and industrial loans, all commercial banks s.a. (billions of US\$)	BG
109	REALLN	1950:1-2008:2	5	Real Estate Loans at All Commercial Banks (billions of US\$)	BG

Índices de Preço

110	NAPMPRI	1950:1-2008:2	1	ISM Manufacturing: Prices Index	ISM
111	CPI	1950:1-2008:2	5	Consumer Price Index: All Items s.a. (1982-84=100)	BLS
112	CPIFBEV	1967:1-2008:2	5	Consumer Price Index: Food & Beverages s.a. (1982-84=100)	BLS
113	CPIHOUS	1967:1-2008:2	5	Consumer Price Index: Housing s.a. (1982-84=100)	BLS
114	CIPAPP	1950:1-2008:2	5	Consumer Price Index: Apparel s.a. (1982-84=100)	BLS
115	CPITRANS	1950:1-2008:2	5	Consumer Price Index: Transportation s.a. (1982-84=100)	BLS
116	CPIMEDC	1950:1-2008:2	5	Consumer Price Index: Medical Care s.a. (1982-84=100)	BLS
117	CPICOMM	1956:1-2008:2	5	Consumer Price Index: Commodities s.a. (1982-84=100)	BLS
118	CPIDUR	1956:1-2008:2	5	Consumer Price Index: Durables s.a. (1982-84=100)	BLS
119	CPISER	1956:1-2008:2	5	Consumer Price Index: Services s.a. (1982-84=100)	BLS
120	CPILF	1950:1-2008:2	5	Consumer Price Index: All Items Less Food s.a. (1982-84=100)	BLS
121	CPILSH	1950:1-2008:2	5	Consumer Price Index: All Items Less shelter s.a. (1982-84=100)	BLS
122	CPILMEDC	1957:1-2008:2	5	Consumer Price Index: All Items Less Medical Care s.a. (1982-84=100)	BLS
123	PPIFGS	1950:1-2008:2	5	Producer Price Index: Finished Goods s.a. (1982=100)	BLS
124	PPIFCG	1950:1-2008:2	5	Producer Price Index: Finished Consumer Goods s.a. (1982=100)	BLS
125	PPIITM	1950:1-2008:2	5	Producer Price Index: Intermediate Materials: Supplies & Components s.a. (1982=100)	BLS
126	PPICRM	1950:1-2008:2	5	Producer Price Index: Crude Materials for Further Processing s.a. (1982=100)	BLS
127	PPIFLF	1967:1-2008:2	5	Producer Price Index: Finished Goods Excluding Foods s.a. (1982=100)	BLS
128	PPCE	1950:1-2008:2	5	Price Indexes for personal consumption expenditures s.a. (2005=100)	BEA
129	PPCEG	1950:1-2008:2	5	Price Indexes for personal consumption expenditures: Goods s.a. (2005=100)	BEA
130	PPCEDG	1950:1-2008:2	5	Price Indexes for personal consumption expenditures: Durable goods s.a. (2005=100)	BEA
131	PPCENG	1950:1-2008:2	5	Price Indexes for personal consumption expenditures: Nondurable goods s.a. (2005=100)	BEA
132	PPCES	1950:1-2008:2	5	Price Indexes for personal consumption expenditures: Services s.a. (2005=100)	BEA

Salários por Hora

133	AHE	1964:1-2008:2	5	Average Hourly Earnings of Production & Nonsupervisory Employees: Total Private s.a. (US\$/hour)	BLS
134	AHECONS	1950:1-2008:2	5	Average Hourly Earnings of Production & Nonsupervisory Employees: Construction s.a. (US\$/hour)	BLS
135	AHEMANU	1950:1-2008:2	5	Average Hourly Earnings of Production & Nonsupervisory Employees: Manufacturing s.a. (US\$/hour)	BLS
136	AHETTU	1964:1-2008:2	5	Average Hourly Earnings of Production & Nonsupervisory Employees: Trade, Transportation & Utilities s.a. (US\$/hour)	BLS
137	AHEFIN	1964:1-2008:2	5	Average Hourly Earnings of Production & Nonsupervisory Employees: Financial Activities s.a. (US\$/hour)	BLS

Preços de Ações

138	SP5	1957:1-2008:2	5	S&P 500 PR	BMB
139	SP5ENRS	1989:4-2008:2	5	S&P 500 Energy PR	BMB
140	SP5FINL	1989:4-2008:2	5	S&P 500 Financials PR	BMB
141	SP5INDU	1989:4-2008:2	5	S&P 500 Industrials PR	BMB
142	SP5MATR	1989:4-2008:2	5	S&P 500 Materials PR	BMB
143	SP5UTIL	1989:4-2008:2	5	S&P 500 Utilities PR	BMB
144	SP5CPGS	1989:4-2008:2	5	S&P 500 Capital Goods PR	BMB
145	SP5TRAN	1989:4-2008:2	5	S&P 500 Transportation PR	BMB
146	SP5COMP	1957:1-2008:2	5	S&P/TSX Composite Index	BMB
147	SP5PE	1957:1-2008:2	1	S&P 500 PR - Price-Earnings Ratio	BMB
148	SP5DY	1971:1-2008:2	1	S&P 500 PR - 12 Month Dividend Yield	BMB
149	NYA	1966:1-2008:2	5	NYSE Composite Index	BMB

Outros

150	NAPMNOI	1950:1-2008:2	1	ISM Manufacturing: New Orders Index s.a.	ISM
151	NAPMSDI	1950:1-2008:2	1	ISM Manufacturing: Supplier Deliveries Index s.a.	ISM

Apêndice B - Preços de Commodities

Nesse artigo usam-se quatro preços de commodities como instrumentos. Tais dados são obtidos do FMI na categoria *International Financial Statistics*. Para obter estacionariedade, em cada uma das série aplica-se a 1ª diferença no logaritmo, com exceção do preço de petróleo que é usado para construir a variável v_t dada pela equação (17).

1	ALUM	1957:1-2008:2	Commodities Price Index: Aluminum, Canada (2005=100)
2	METAL	1957:1-2008:2	Commodities Price Index: Metals, World (2005=100)
3	IRON	1957:1-2008:2	Commodities Price Index: Iron Ore, Brazil (2005=100)
4	PETR	1950:1-2008:2	Commodities Price Index: Crude Oil (Petroleum), World (2005=100)

Referências

- Bai, J. and S. Ng (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica* 70(1), 191–221.
- Baxter, M. and R. King (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 315–334.
- Bernanke, B., J. Boivin, and P. Elias (2005). Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *Quarterly Journal of Economics* 120(1), 387–422.
- Blanchard, O. and R. Perotti (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1329–1368.
- Bohn, H. (1991). Budget balance through revenue or spending adjustments?: Some historical evidence for the united states. *Journal of Monetary Economics* 27(3), 333–359.
- Boivin, J., M. Giannoni, and I. Mihov (2009). Sticky prices and monetary policy: Evidence from disaggregated US data. *American Economic Review* 99(1), 350–384.
- Campbell, J. and N. Mankiw (1989). Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. *NBER Macroeconomics Annual* 4(1), 185–216.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans (1998). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *NBER Working Paper*.
- Gali, J., J. Lopez-Salido, and J. Valles (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association* 5(1), 227–270.
- Hall, R. (2009). By how much does gdp rise if the government buys more output? *Brookings Papers on Economic Activity*.

- Hamilton, J. D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics* 113(2), 363–398.
- Hodrick, R. and E. Prescott (1997). Postwar us business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1), 1–16.
- Hubbard, R., K. Judd, R. Hall, and L. Summers (1986). Liquidity constraints, fiscal policy, and consumption. *Brookings Papers on Economic Activity* 1986(1), 1–59.
- Johnson, R. and D. Wichern (2007). *Applied multivariate statistical analysis*. Upper Saddle River, NJ.: Pearson Prentice Hall,.
- Kilian, L. (2008). The economic effects of energy price shocks. *Journal of Economic Literature* 46(4), 871–909.
- Krueger, D. and F. Perri (2006). Does income inequality lead to consumption inequality? evidence and theory. *Review of Economic Studies* 73(1), 163.
- Perotti, R. (2005). Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries. *CEPR Discussion Papers*.
- Ramey, V. (2011). Identifying government spending shocks: It’s all in the timing. *Quarterly Journal of Economics* 126(1), 1.
- Stock, J. and M. Watson (1998). Diffusion indexes. *NBER Working Papers*.
- Stock, J. and M. Watson (2002). Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes. *Journal of Business and Economic Statistics* 20(2), 147–162.
- Stock, J. and M. Watson (2005). Implications of dynamic factor models for var analysis. *NBER Working Papers*.