



Nova Economia

ISSN: 0103-6351

ne@face.ufmg.br

Universidade Federal de Minas Gerais  
Brasil

Souza Santiago, Flaviane; Silva de Mattos, Rogério; Salgueiro Perobelli, Fernando  
Um modelo integrado econométrico+insumo-produto para previsão de longo prazo da demanda de  
combustíveis no Brasil

Nova Economia, vol. 21, núm. 3, septiembre-diciembre, 2011, pp. 423-455

Universidade Federal de Minas Gerais  
Belo Horizonte, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400437599005>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica  
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# Um modelo integrado econométrico+insumo-produto para previsão de longo prazo da demanda de combustíveis no Brasil

Flaviane Souza Santiago

Doutoranda em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG

Rogério Silva de Mattos

Professor da UFJF

Fernando Salgueiro Perobelli

Professor da UFJF

## Palavras-chave

econometria, insumo-produto, modelo integrado, energia, combustíveis.

**Classificação JEL** C32, R15.

## Key words

*econometrics, input-output, integrated model, energy, fuel.*

**JEL Classification** C32, R15.

## Resumo

O artigo apresenta um modelo integrado de tipo econométrico+insumo-produto para previsões de longo prazo da demanda de combustíveis no Brasil. O modelo é baseado na integração por ligação de um modelo vetorial de correção de erros com um modelo de insumo-produto híbrido para a economia brasileira e permite fazer previsões anuais de consumo para quatro grupos de combustível: gasolina, óleo diesel, óleo combustível e álcool. No processo de desenvolvimento, tanto o modelo econométrico quanto o modelo integrado foram submetidos a testes de desempenho preditivo, com o último sendo calibrado para melhor performance, usando-se dados disponíveis para o período de 2004 a 2007. Posteriormente, o modelo integrado é usado para gerar previsões no período de 2008 a 2017. As previsões são baseadas em dois cenários alternativos, um prevendo duração curta, e o outro, duração longa para a atual crise econômica mundial. Os resultados obtidos indicam que, em ambos os casos, ocorrerá significativo aumento da demanda de combustíveis nos próximos 10 anos.

## Abstract

*The article presents an integrated econometric + input – output model for generating long-run forecasts of fuel demand in Brazil. The model is based on the integration, by means of a linking strategy, of a vector error correction model with a hybrid input-output model for the Brazilian economy and is capable of forecasting on a yearly basis consumption of four groups of fuels: gas, diesel, fuel oil, and alcohol. In model development, the econometric and the integrated models underwent predictive tests, with the latter being calibrated for optimum performance, using data for the years 2004 to 2007. The integrated model is then used to generate forecasts from 2008 to 2017. The forecasts are based on two alternative scenarios, one predicting a short, and the other a long, duration for the current world economic crisis. The results indicate that under both scenarios a substantial increase of fuel demand is to be expected in the next 10 years.*

## 1\_ Introdução

Este artigo apresenta um modelo para previsão de longo prazo da demanda de combustíveis no Brasil, baseado na integração de um modelo econométrico com um modelo de insumo-produto híbrido. O modelo integrado permite realizar previsões anuais para quatro tipos de combustível: óleo diesel, óleos combustíveis, gasolina e álcool, que responderam por 85% do total de combustíveis consumidos em 2007, segundo dados do Balanço Energético Nacional (BEN, 2008). A abordagem de construção de modelos integrados de tipo econométrico+insumo-produto (EC+IP) é relativamente incipiente na literatura, mas sua utilização vem sendo crescente. Em um *survey* sobre modelos EC+IP, Rey (2000) aponta que uma motivação para isso tem sido a capacidade de tais modelos funcionarem de forma complementar ou concorrente com modelos de equilíbrio geral computável e também por apresentarem melhor desempenho preditivo em vários casos. No contexto brasileiro, após experiências iniciais como os trabalhos de Guilhoto *et al.* (1998), Azzoni e Kadotta (2001) e IPLANCE (2001), alguns trabalhos novos vêm surgindo, como é o caso de Mattos *et al.* (2008), Souza (2008) e Ferreira *et al.* (2009).

O modelo EC+IP aqui construído baseia-se na versão apresentada por Mattos *et al.* (2008), mas introduz alguns avanços em relação a essa. O modelo daqueles autores foi desenvolvido para a economia brasileira com abertura para  $n$  setores econômicos; todavia, os setores energéticos foram todos agregados em um único setor de energia, o que não permite realizar previsões em separado para diferentes setores energéticos. Além disso, o modelo econométrico de Mattos *et al.* (2008) considera poucas variáveis (2 endógenas e 4 exógenas), e o modelo de insumo-produto usa uma matriz IP tradicional de coeficientes técnicos calculados com base em informações monetárias para todos os setores, quando, no caso do setor energético, há recomendações de que se combinem informações monetárias com informações em unidades físicas para o cálculo dos coeficientes de uso energético (Miller e Blair, 1985). Outra restrição importante do trabalho de Mattos *et al.* (2008), que acomete também outros trabalhos de modelos EC+IP (Rey, 2000), é que não foram feitos testes preditivos que permitissem avaliar a real performance do modelo integrado antes de sua utilização para gerar previsões futuras.

O modelo EC+IP que é aqui apresentado, por sua vez, embora também

seja para a economia brasileira e  $n$  setores econômicos como o de Mattos *et al.* (2008), incorpora alguns avanços metodológicos, como:

- a. tal modelo permite abertura maior para vários setores energéticos;
- b. o modelo econométrico considera um número maior de variáveis (4 endógenas e 5 exógenas);
- c. o modelo de insumo-produto é baseado numa matriz híbrida de insumo-produto, em que os coeficientes técnicos para os setores econômicos não energéticos são calculados valendo-se de informações monetárias, e para os setores energéticos são calculados com base em informações híbridas, isto é, monetárias e de natureza física;
- d. no intuito de verificar a capacidade preditiva antes de se realizar as previsões futuras, foram feitos (de forma pioneira na literatura de modelos EC+IP) testes preditivos com o modelo EC e com o modelo integrado EC+IP, incorporando-se na implementação desses testes parâmetros de calibragem para melhor ajustar o desempenho preditivo.

Com isso, o modelo aqui proposto amplia significativamente a potencialidade dos modelos EC+IP existentes para se prever o comportamento futuro da demanda de energia. Este trabalho faz uma aplicação específica do modelo no caso dos produtos combustíveis. No montante consumido desses produtos pela economia brasileira atualmente, desempenham papel importante os derivados do petróleo (em especial óleo diesel, óleos combustíveis e gasolina), que juntos respondem por 83% do total consumido.

Em que pesem as recentes e sucessivas descobertas de novas jazidas de petróleo no subsolo brasileiro, a oscilação nos preços internacionais desse insumo energético e sobretudo os aspectos ambientais negativos decorrentes do uso (“queima”) de seus derivados vêm tornando cada vez mais relevantes esforços de redução do consumo de derivados do petróleo e sua substituição por combustíveis provenientes de outras fontes não fósseis, como, por exemplo, o álcool etanol. A magnitude e a orientação desses esforços dependem em boa parte do comportamento esperado do mercado de combustíveis, não só em curto, mas também em médio e longo prazos.

Antever a dinâmica futura desse mercado é fundamental para as atividades de gestão e planejamento do suprimento de combustíveis para a economia, bem como para a formulação mais ampla de políticas e estratégias energéticas em longo prazo para o país.

Para apresentar o modelo, sua construção e as previsões de consumo de combustíveis condicionais a cenários para 2008-2010, este artigo está organizado da seguinte forma. Além da introdução, a seção 2 apresenta uma revisão da literatura sobre modelos integrados de tipo EC+IP. A seção 3 apresenta as equações teóricas do modelo EC+IP aqui desenvolvido e alguns indicadores usados na sua construção. A seção 4 descreve a base de dados utilizada. A seção 5 apresenta e discute os resultados empíricos da construção do modelo, bem como as previsões condicionais a cenários para 2008-2010. A seção 6 apresenta as conclusões.

## 2\_ Literatura sobre modelos EC+IP

Um modelo é dito integrado se combina mais de uma metodologia em sua construção. Segundo Rey (2000), a principal motivação para se construir um modelo EC+IP decorre das restrições que cada

componente (econométrico ou insumo-produto) apresenta quando usado isoladamente, existindo basicamente três formas pelas quais modelos EC podem ser integrados com modelos IP:

- a. **Ligação** (*linking*): um dos módulos (EC ou IP) é exógeno ao outro, de forma que a interação entre eles é recursiva;
- b. **Determinação mútua** (*embedding*): os módulos EC e IP apresentam retroalimentação simultânea completa entre si; e
- c. **Acoplagem** (*coupling*): os módulos apresentam retroalimentação parcial entre si (interdependência parcial).

A literatura internacional apresenta, sobretudo na área de estudos regionais (*regional science*), experimentos sistemáticos de integração de modelos EC com modelos IP a partir da década de 1990. Rey e Dev *et al.* (1997) construíram um modelo EC+IP multirregional, para captar as ligações inter-regionais dos níveis de emprego em cinco regiões do estado norte-americano da Califórnia. A análise é desenvolvida para 29 setores através de uma matriz de insumo-produto para o ano de 1990. Ainda no contexto norte-americano, Israilevich *et al.* (1997) desenvolveram o *Chicago Region*

*Econometric Input-Output Model (CREIM)* para analisar em detalhe as mudanças estruturais da economia da região polarizada pela cidade de Chicago e prever seu comportamento anualmente de 1975 a 2016. Foram usadas matrizes regionais de insumo-produto referentes a 1982 e 1987 desagregadas segundo 36 setores de produção e três níveis do governo.

Zakarias *et al.* (2002) desenvolveram um modelo regional EC+IP para analisar e prever as mudanças nas relações econômicas entre o estado austríaco de Styria e o restante da Áustria, cobrindo o período de 1976 a 2010. O modelo EC determina a demanda final e é especificado segundo o modelo básico keynesiano. A matriz inter-regional de insumo-produto utilizada refere-se ao ano de 1995 e é composta de 36 setores de produção. Os coeficientes dessa matriz são atualizados pelo método RAS. Hamada (2001) desenvolveu um modelo EC+IP para prever o nível e a estrutura da atividade industrial da ilha Hokkaido (no norte de Japão) e seus impactos sobre o meio ambiente no período de 1985-2005. O estudo procurou verificar a intensidade de poluição ambiental, através da emissão de oxigênio biológico, óxidos de nitrogênio, óxidos de enxofre e gás car-

bônico pelas atividades industriais e pelos residentes.

Rey (2000) apresenta um *survey* sobre modelos EC+IP e aponta lacunas metodológicas a ser preenchidas no desenvolvimento desses modelos. Entre elas, a resistência a se usar técnicas da moderna econometria de séries temporais para se estimar os modelos econométricos, a necessidade de se fazer testes preditivos com os modelos antes de sua utilização e a de se computar medidas de incerteza das previsões. Rey *et al.* (2004) avançam no desenvolvimento de uma abordagem para cômputo e análise da incerteza em modelos EC+IP baseada no uso de simulações estocásticas.

No contexto brasileiro, são poucos os trabalhos que desenvolveram modelos EC+IP. Guilhoto e Fonseca (1998) construíram um modelo EC+IP para estudar a interação entre as economias da região Nordeste e do resto do Brasil em um contexto Mercosul, tanto em nível global quanto setorial. O modelo EC baseou-se no modelo macroeconômico para a economia brasileira desenvolvido por Fonseca (1991). O módulo IP baseou-se numa matriz inter-regional de insumo-produto referente ao ano de 1992, desagregada por 18 setores de produção

e duas regiões. Azzoni e Kadota (1997) desenvolveram um modelo econométrico de insumo-produto para o Estado de São Paulo, com o objetivo de verificar impactos de diferentes eventos na economia do Estado. A matriz regional de insumo-produto utilizada refere-se a 1980 e é composta de 34 setores de produção. A principal característica desse modelo é sua conexão para a economia nacional por três vínculos diferentes e o ajuste nos coeficientes técnicos de IP para previsões setoriais de produção, emprego e renda, no período de 1994 a 2004.

Mais recentemente, Mattos *et al.* (2008) desenvolveram um modelo integrado EC+IP para previsões de longo prazo do consumo setorial de energia no Brasil. Esses autores especificaram um modelo econométrico para determinação do consumo das famílias e da renda interna bruta e o estimaram como um modelo vetorial autorregressivo (VAR). Assim fazendo, usaram pela primeira vez procedimentos da moderna econometria de séries temporais, como testes de raízes unitárias e de cointegração, no desenvolvimento de um modelo integrado EC+IP. No módulo IP, foram utilizadas matrizes de insumo-produto de 1997 a 2001 para 13 setores e um módulo adicional específico para o setor de energia.

O modelo EC+IP foi usado pelos autores para gerar previsões anuais do consumo setorial de energia condicionais a cenários alternativos para as condições macroeconômicas. Souza (2008), usando abordagem similar, desenvolveu um modelo EC+IP para mensurar os impactos setoriais e totais da demanda de energia elétrica em resposta a variações nas exportações de Minas Gerais e do restante do Brasil.

O autor estimou um modelo VAR para explicar essas exportações, realizando previsões do comportamento dessas no período de 2007 a 2010. As projeções das exportações previstas foram integradas por ligação (*linking*) a uma matriz de insumo-produto inter-regional híbrida Minas Gerais x restante do Brasil atualizada pelo método RAS para o período de 1997 a 2003. Por último, Ferreira *et al.* (2009) desenvolveram um modelo EC+IP para previsões anuais da demanda setorial de energia elétrica no Brasil. Os autores usaram modelos de *Box-Jenkins* para realizar previsões incondicionais da demanda final incidente sobre cada um dos setores da matriz IP. Essa matriz foi construída com base na matriz nacional do IBGE para o ano de 2005 compatibilizada com os dados da matriz energética brasileira divulgada

dos pelo Ministério das Minas e Energia. O modelo integrado permite fazer previsões anuais da demanda de energia elétrica para 13 setores.

### 3\_ Metodologia

Esta seção apresenta um modelo EC+IP para gerar previsões de longo prazo da demanda de combustíveis no Brasil. A abordagem usada na construção do modelo é similar à de Mattos *et al.* (2008), que seguiram uma estratégia de integração por ligação, em que o modelo EC é tratado como exógeno ao modelo IP. Procedendo de forma análoga aqui, o modelo EC é especificado de modo a determinar os principais componentes da demanda final, tratados como variáveis endógenas que dependem, por sua vez, de um conjunto de variáveis exógenas. Esses componentes da demanda final, por seu turno, entram como variáveis exógenas para o modelo IP. A determinação do consumo de combustíveis (aqui denominados setores energéticos), no entanto, é feita de modo diferente da de Mattos *et al.* (2008).

Embora esses autores acoplem um terceiro módulo específico para determinar o consumo de energia por setor, no presente modelo EC+IP a deter-

minação do consumo de combustíveis está embutida no modelo IP porque se usa uma matriz IP híbrida. O termo “híbrido”, aqui empregado para designar alguns vetores e matrizes, decorre do fato de que alguns dos respectivos elementos constitutivos são medidos em unidades monetárias, e outros, em unidades físicas, no caso, toneladas de equivalente em petróleo (*tep*).

Na versão geral do modelo integrado apresentada a seguir, admite-se  $n$  setores não energéticos,  $k$  setores energéticos e uma região (Brasil). Sua construção parte das seguintes identidades básicas:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + E_{Xt} - M_t \quad (1)$$

$$F_t^* = h_C^* C_t + h_I^* I_t + h_G^* G_t + h_{EX}^* E_{Xt} - h_M^* M_t \quad (2)$$

$$X^* = (I - A^*)^{-1} F^* \quad (3)$$

onde  $Y_t$  é a renda interna bruta,  $C_t$  é o consumo final,  $I_t$  o investimento,  $G_t$  os gastos do governo,  $E_{Xt}$  as exportações e  $M_t$  as importações. Essas variáveis são medidas em termos monetários e representam os componentes da demanda final.  $F_t^*$ ,  $X_t^*$  e  $h_j^*$  ( $j = C, I, G, E_X$  e  $M$ ) são vetores híbridos de ordem  $(n + k) \times 1$  definidos como:



$$F_t^* = \begin{bmatrix} F_t \\ F_{E,t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

$$X_t^* = \begin{bmatrix} X_t \\ E_t \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$h_j^* = \begin{bmatrix} h_j \\ h_{E,j} \end{bmatrix} \quad (6)$$

onde  $F_t$  e  $X_t$  são, respectivamente, vetores de ordem  $n \times 1$  de demanda final e produção para os setores não energéticos medidos em unidades monetárias; por sua vez,  $F_{E,t}$  e  $E_t$  são, respectivamente, vetores de ordem  $k \times 1$  de demanda final e produção para os setores energéticos, medidos em *tep*;  $h_j$  é um vetor  $n \times 1$  de coeficientes de desagregação setorial do  $j$ -ésimo componente da demanda final para os setores não energéticos, de tal forma que:

$$\sum_{i=1}^n h_{i,j} = 1 \quad (7)$$

e  $h_{E,j}$  é um vetor  $k \times 1$  de coeficientes de conversão do  $j$ -ésimo componente da demanda final em número de *tep* consumidas pelos setores energéticos, para  $j = C, I, G, E_x$  e  $M$ . Para o vetor  $h_{E,j}$ , portanto (uma vez que seus elementos são coeficientes de conversão, e não de desagregação), não vale a mesma condição

de soma de um de seus elementos.  $A^*$  é uma matriz  $(n+k) \times (n+k)$  de coeficientes técnicos setoriais híbridos.

As identidades (1) – (3) formam o alicerce do modelo integrado. Um modelo econométrico foi construído para determinação dos componentes da demanda final valendo-se de um conjunto de variáveis exógenas (apresentadas na próxima seção) e, assim, constituindo o modelo EC. Para determinação dos elementos do vetor  $X$ , um modelo de insumo-produto híbrido foi construído, assumindo como exógenos os elementos da demanda final determinados pelo modelo econométrico, além dos gastos do governo  $G$ , e, desse modo, constituindo o modelo IP.

### 3.1 Modelo econométrico

O modelo econométrico é a parte inicial do modelo EC+IP e foi especificado com base na forma reduzida de um modelo keynesiano de economia aberta (e.g., Bhattarai, 2005) para se determinar os principais componentes da demanda final, isto é:  $C$ ,  $I$ ,  $E_x$  e  $M$  (exclui-se, portanto apenas o gasto do governo  $G$ , que foi tratado como variável exógena). Assumindo-se, a princípio, que as séries temporais para essas variáveis são integradas de ordem 1, ou  $I(1)$ , e que elas podem ser cointegradas,<sup>1</sup> uma representação

.....  
<sup>1</sup> A seção 5 do artigo apresenta a construção empírica do modelo econométrico em que esses aspectos são verificados usando-se procedimentos da moderna econometria de séries de tempo, como os testes de raiz de unitária e de cointegração.

para o processo gerador dos dados para essas variáveis seria um modelo vetorial de correção de erros (VCE) como segue:

$$\Delta W_t = -\alpha \beta W_{t-1} + \Theta_1 \Delta W_{t-1} + \Psi_0 \Delta Z_t + \Psi_1 \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde:

$$W_t = \begin{bmatrix} C_t \\ I_t \\ E_{xt} \\ M_t \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \cdots & \beta_{14} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{31} & \cdots & \beta_{34} \end{bmatrix},$$

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \cdots & \alpha_{13} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{41} & \cdots & \alpha_{44} \end{bmatrix}, \quad Z_t = \begin{bmatrix} R_t \\ YM_t \\ G_t \\ V_t \\ \Delta Y_t \end{bmatrix},$$

$$\Psi_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^1 & \cdots & \gamma_{15}^1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{41}^1 & \cdots & \gamma_{45}^1 \end{bmatrix}, \quad e_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix},$$

$$\Psi_0 = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^0 & \cdots & \gamma_{15}^0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{41}^0 & \cdots & \gamma_{45}^0 \end{bmatrix} e$$

$$\Theta_1 = \begin{bmatrix} \theta_{11} & \cdots & \theta_{14} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{41} & \cdots & \theta_{44} \end{bmatrix}.$$

O vetor  $W_t$  é de ordem (4×1) e contém as variáveis endógenas; o vetor  $Z_t$  é de ordem (5×1) e contém as variáveis exógenas:  $R_t$  a taxa de juros,  $G_t$  o gasto do governo,  $YM_t$  a renda mundial,  $V_t$  a taxa de câmbio real, e  $\Delta Y_t$  a variação da renda.<sup>2</sup> A matriz  $\alpha$  é de ordem (4×3) e contém os coeficientes de ajustamento de cada variável endógena aos desvios nas relações de longo prazo; a matriz  $\beta$  é de ordem (3×4) e possui em suas linhas os vetores de cointegração; por último,  $e_t$  é um vetor (4×1) de resíduos do tipo ruído branco.

Está implícito na representação em (7) que não só as variáveis endógenas como também as exógenas são I(1), de modo que suas primeiras diferenças são I(0) ou estacionárias. Admite-se também que as variáveis exógenas possam ter efeitos contemporâneos e que a defasagem máxima do modelo VCE seja *a priori* de um ano. Esta última restrição foi imposta por simplificação de exposição, mas se baseia no fato de que, como os dados usados para estimação do modelo VCE são anuais, não é de se esperar efeitos de defasagem de muitos anos para trás. De qualquer forma, procedimentos estatísticos apropriados foram usados para ajudar na identificação de uma defasagem máxima (ver seção 5).

<sup>2</sup> Na verdade,  $\Delta Y_t$  também pode ser vista como uma endógena do modelo, só que a estimação de sua equação não se faz necessária no âmbito do VCE, pois é uma identidade (i.e., conforme equação (1), pode-se escrever  $\Delta Y_t = \Delta C_t + \Delta I_t + \Delta G_t + \Delta E_{xt} - \Delta M_t$ ), logo seus parâmetros já são conhecidos. Por isso, na representação do modelo VCE em (7), consideramos no vetor de endógenas apenas aquelas variáveis cujos parâmetros da equação respectiva são desconhecidos; dessa maneira, optamos apenas por conveniência de exposição, por representar  $\Delta Y_t$  no vetor de exógenas.

### 3.2\_ Modelo de insumo-produto

O próximo componente no processo de integração é o modelo de insumo-produto, que é usado para representar a interação entre os diversos setores de uma economia; sua principal função é permitir avaliar os requerimentos de produção setorial necessários ao atendimento de dada estrutura setorial de demanda final por bens e serviços. A representação das relações intersetoriais é feita como segue:

$$X = Z + F \quad (8)$$

onde  $X$  é um vetor  $n \times 1$  que contém as produções dos  $n$  setores da economia, e  $F$  é um vetor  $n \times 1$  que contém as demandas finais de cada um dos  $n$  setores.  $Z$  é uma matriz  $n \times n$ , também chamada de “tabela” ou “matriz de insumo-produto”, que contém os fluxos de transações intersetoriais da economia. Os elementos de  $X$ ,  $F$  e  $Z$  na versão básica do modelo IP são medidos em unidades monetárias. A matriz  $Z$  admite uma representação alternativa dada por:

$$Z = AX \quad (9)$$

onde  $A = Z \cdot [diag(X)]^{-1}$  é uma matriz  $n \times n$  de coeficientes técnicos intersetoriais, isto é, cada  $a_{ij}$  representa o montante de transação entre o setor  $i$  e o setor  $j$ ,

dividido pela produção total do setor  $j$ . Substituindo  $Z$  por  $A$  na equação (8) e, com pequena manipulação algébrica, é possível escrever:

$$X = BF \quad (10)$$

onde  $B = (I - A)^{-1}$  é a chamada “Matriz Inversa de Leontief”, e  $I$  é a matriz identidade de ordem  $n \times n$ . A equação (8) permite computar os requerimentos totais de produção dos  $n$  setores da economia ( $X$ ) para atendimento de um dado vetor de demandas finais pelos setores ( $F$ ). Assim, o vetor  $F$  é exógeno no âmbito do modelo IP, mas, dentro do modelo integrado EC+IP, ele é parcialmente determinado a partir do modelo EC, que, como visto, determina os componentes da demanda final  $C_t$ ,  $I_t$ ,  $E_{xt}$ , e  $M_t$ , conforme a identidade (2).

### 3.3\_ Setores energéticos (combustíveis)

Para a incorporação de setores energéticos (que representam neste trabalho os grupos de combustível), foi utilizada uma matriz de insumo-produto em unidades híbridas, assim chamada porque parte de seus elementos são medidos em unidades monetárias e outra parte em unidades físicas. A abordagem em unidades híbridas é uma extensão do modelo tradicional de insumo-produto, que consiste em

se incorporar  $k$  linhas e  $k$  colunas referentes aos setores energéticos na tabela de insumo-produto  $Z$ . As novas linhas descrevem em unidades físicas (e.g., *tep*) o total de vendas dos setores energéticos (combustíveis) para os outros setores da economia, e as novas colunas descrevem, em unidades monetárias, o total de compras feitas aos setores energéticos pelos demais.<sup>3</sup> Em termos matriciais, a matriz híbrida é definida como:

$$Z^* = \begin{bmatrix} Z & U \\ W & T \end{bmatrix} \quad (11)$$

onde  $U$  é uma matriz  $n \times k$  com elementos medidos em unidades monetárias,  $W$  é uma submatriz  $k \times n$ , e  $T$  uma submatriz  $k \times k$ , ambas medidas em unidades físicas. De forma análoga à expressão (9), é possível definir  $A^* = Z^* \cdot [\text{diag}(X^*)]^{-1}$  e escrever:

$$X^* = B^* Y^* \quad (12)$$

onde  $B^* = (I - A^*)^{-1}$  é a versão com elementos em unidades híbridas da Matriz Inversa de Leontief. O consumo dos setores energéticos é obtido pelo vetor  $E_t$ , que, como definido em (6), é constituído pelos últimos  $k$  elementos do vetor  $X^*$ .

### 3.3\_ Teste preditivo e calibragem

Antes de se usar o modelo EC+IP desenvolvido como acima para se fazer previsões futuras, buscou-se aferir a capacidade preditiva desse modelo. Isto é, tanto o modelo EC como o modelo integrado EC+IP foram submetidos a testes de desempenho preditivo em que as previsões geradas foram comparadas com dados reais no período de 2004 a 2007. Esta seção descreve aspectos técnicos dos procedimentos do teste preditivo, cujos resultados estão apresentados na seção 5.

Em ambos os casos – modelo EC e modelo EC+IP –, usou-se o desvio absoluto médio percentual (*DAMP*) como estatística de desempenho preditivo. A expressão para essa estatística é:

$$DAMP(j) = \left( \frac{1}{4} \sum_{t=2004}^{2007} \left| \frac{e_{j,t} - r_{j,t}}{r_{j,t}} \right| \right) \cdot 100 \quad (13)$$

onde  $e_{j,t}$  é o valor previsto, e  $r_{j,t}$ , o valor real da variável  $j$  no ano  $t$ . Conforme descrito nas seções anteriores, no caso do modelo EC, as variáveis previstas são as endógenas  $C$ ,  $I$ ,  $E_x$  e  $M$ , e, no caso do modelo EC+IP, são os consumos dos quatro grupos de combustível: gasolina, óleo diesel, óleo combustível e álcool.

Inicialmente, os primeiros testes preditivos para o modelo integrado

<sup>3</sup> Para detalhes, ver capítulos 3 e 6 de Miller e Blair (1985).

EC+IP revelaram fraco desempenho. No intuito de incrementar a sua capacidade preditiva, alguns ajustes foram feitos naqueles elementos do modelo no qual parecia residir a maior incerteza em sua construção. O primeiro desses ajustes foi feito nos subvetores  $h_{E,j}$  que compõem os vetores  $h_j^*$  de desagregação setorial dos componentes da demanda final e que foram definidos na equação (6). Os subvetores  $h_{E,j}$  foram introduzidos para representar a desagregação em unidades físicas dos componentes da demanda final no caso dos setores energéticos. Como os componentes da demanda final estão medidos em unidades monetárias, havia incerteza acerca de qual o procedimento mais apropriado a se seguir nesse caso, isto é, para se fazer a conversão do componente em unidade monetária para física. O problema foi contornado definindo-se um parâmetro de calibragem que multiplica esses subvetores e que é ajustado no teste preditivo. Formalmente, a introdução desse dispositivo no modelo envolveu reescrever a equação (2) numa forma matricial geral como segue:

$$F^* = HK \quad (14)$$

onde  $K' = [C, I, G, E_x, M]$  e  $H$  é uma matriz de ordem  $(n + k) \times 5$ , representada como:

$$H = \begin{bmatrix} H_v \\ \lambda_H H_E \end{bmatrix} \quad (15)$$

Aqui, a matriz  $H_v$  é de ordem  $n \times 5$  e contém em suas colunas os vetores  $h_i$ ; por sua vez, a matriz  $H_E$  é de ordem  $k \times 5$  e contém em suas colunas os vetores  $h_{E,j}$ . Já  $\lambda_H$  é um escalar que corresponde ao parâmetro de calibragem da matriz  $H_E$  e apresenta as seguintes características: tem de ser positivo; quando for menor do que 1, contribui para amortecer as previsões, e, quando for maior do que 1, contribui para inflá-las. Note-se que, no caso particular em que  $\lambda_H = 1$ , a equação (14) é simplesmente a versão matricial de (2).

O segundo ajuste foi feito na equação (3), que passa a ser escrita como:

$$X^* = \Lambda B^* \cdot F^* \quad (16)$$

onde  $B^*$  é Matriz Inversa (híbrida) de Leontief de ordem  $(n + k) \times (n + k)$ , e  $\Lambda$  é uma matriz diagonal também de ordem  $(n + k) \times (n + k)$ . A matriz  $\Lambda$  foi construída para representar em sua diagonal principal parâmetros de calibragem setoriais  $\lambda_i$  ( $i = 1, \dots, n + k$ ). A função desses parâmetros aqui também é a de “inflar” ou “desinflar” as previsões geradas para cada setor pelo modelo EC+IP. Por esse mecanismo, é possível obter ganhos de

redução de viés das previsões e melhora da qualidade preditiva em geral. Quando todos os parâmetros de calibragem forem unitários, isto é  $\lambda_i = 1, \forall i = 1, \dots, n + k$ , a matriz  $\Lambda$  é igual à identidade, e a equação (16) passa a ser a mesma que (3).

A razão de se usar a matriz  $\Lambda$  reside em algumas limitações intrínsecas ao modelo IP. Primeiro, embora as matrizes  $Z$  e  $A$  sejam normalmente construídas com base em informações estatísticas referentes a um período de um ano, a realização de todos os efeitos de ordens posteriores representados na matriz  $B^*$  (para ajustar o nível de requerimentos setoriais a variações no nível e na estrutura setorial da demanda final) pode se dar num período diferente de um ano. Segundo, os modelos IP são bem conhecidos por assumirem implicitamente uma hipótese de preços fixos na economia, o que pode enviesar a magnitude das previsões de impacto.

Ainda que a matriz  $\Lambda$  permita se trabalhar com parâmetros de calibragem individuais para cada setor, ela foi usada aqui de um modo mais restrito. No teste preditivo, todos os parâmetros associados à “parte monetária” de  $B^*$  foram mantidos iguais a um, e apenas os parâmetros da “parte física” (associada aos setores energéticos) é que foram permi-

tidos variar. Ou seja, a matriz  $\Lambda$  usada assumiu a forma:

$$\Lambda = \begin{bmatrix} I_n & & & \\ & \lambda_1 & & 0 \\ & & \lambda_2 & \\ & 0 & & \lambda_3 \\ & & & & \lambda_4 \end{bmatrix} \quad (17)$$

Na implementação do teste preditivo para o modelo EC+IP apresentado na seção 5.3, os parâmetros de calibragem  $\lambda_{IP}$ ,  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$ ,  $\lambda_3$  e  $\lambda_4$  foram ajustados simultaneamente para se reduzir ao máximo o desvio absoluto médio percentual do consumo previsto para cada um dos quatro grupos de combustível.

### 3.4\_ Cenários futuros

O modelo EC+IP desenvolvido acima pode ser utilizado para fazer previsões futuras de longo prazo para o consumo de combustíveis no Brasil. Entretanto, para isso são necessárias previsões externas para as variáveis exógenas ( $R$ ,  $V$ ,  $G$ ,  $\Delta Y_{t-1}$ ,  $Y^*$ ). Em vez de se usar aqui técnicas de extrapolação futura do comportamento dessas variáveis, optou-se por trabalhar com cenários alternativos de evolução futura para essas. Foram construídos dois cenários alternativos baseados nas perspectivas vigentes quanto ao

prolongamento da atual crise econômica mundial. O primeiro cenário foi denominado “Crise Curta”, por refletir uma duração pequena para a crise, e o cenário alternativo, por sua vez, foi denominado de “Crise Longa”, por refletir duração maior.

As hipóteses específicas para a evolução das variáveis exógenas sob cada um desses cenários estão descritas em detalhe na seção 5.3. Os valores futuros assumidos para essas variáveis são usados para alimentar o módulo IP do modelo EC+IP, com base no qual são feitas, então, as previsões de consumo dos quatro grupos de combustíveis para o período de 2008 a 2017.

## 4\_ Base de dados

### 4.1\_ Modelo econométrico

Para a estimação do modelo econométrico, foram usadas séries históricas anuais das variáveis<sup>4</sup> no período de 1970 a 2007. No caso das variáveis endógenas (C, I, E<sub>x</sub>, M) e da variável exógena gastos do governo (G), os dados usados foram produzidos pelo Sistema de Contas Nacionais (SCN) do IBGE. As séries foram obtidas a preços correntes em R\$ milhões e convertidas a preços constantes em R\$ milhões de dezembro de 2007,

utilizando-se o deflator implícito do PIB, calculado pelo SCN/IBGE.

No que se refere às demais variáveis exógenas, os dados foram obtidos como segue: para a taxa de juros (R), usaram-se as séries anuais das médias mensais das taxas de remuneração real dos certificados de depósitos bancários<sup>5</sup> (CDBs); a taxa de câmbio real foi calculada segundo a expressão  $V_t = e_t P_t^* / P_t$ , onde  $e$  corresponde a taxa de câmbio nominal R\$/US\$ média anual (cotação de venda);  $P^*$  ao nível de preço externo medido pelo índice de preços por atacado americano, calculado pelo *Bureau of Labour Statistics*, e  $P$  ao nível de preço interno medido pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas; a variável renda externa ( $Y_t^*$ ) foi aproximada pela série de PIB Mundial obtida no site da Organização Mundial do Comércio (WTO, 2008). As séries de variáveis exógenas que estavam em valores monetários foram convertidas para uma mesma base (2007 = 100).

### 4.2\_ Modelo de insumo-produto

Para a construção do modelo de insumo-produto em unidades híbridas, foram usados dados da matriz de insumo-produto para a economia brasileira de 2005, recentemente divulgados pelo IBGE, e do Balanço Energético Nacio-

.....  
<sup>4</sup> À exceção da variável PIB mundial, todas as séries foram obtidas no site do IPEADATA.

<sup>5</sup> O índice usado para deflacionamento da taxa de CDBs foi também o deflator implícito do PIB. A escolha dessa variável como *proxy* da taxa de juros deveu-se à falta de dados de outras taxas para o período em análise (1970 a 2007).

nal para o mesmo ano, publicado pela Empresa Brasileira de Pesquisa Energética (EPE). A matriz de insumo-produto possui abertura para 55 setores e 110 grupos de produtos. A partir dela, realizou-se um conjunto de procedimentos visando à obtenção da matriz híbrida. Inicialmente, os 110 produtos foram agregados em 60 setores específicos, levando-se em consideração o grau de homogeneidade das atividades de cada um (segundo a classificação do IBGE). Entre esses setores, quatro correspondem aos grupos de combustíveis aqui considerados e um corresponde ao setor de demais energéticos.

O próximo passo consistiu na construção da parte híbrida, o que envolveu compatibilizar as informações derivadas da matriz de insumo-produto do IBGE, que contemplava 60 setores, com os dados do BEN que estavam disponíveis para apenas 20 setores. Assim, uma nova agregação da matriz de IP foi necessária, o que acabou por gerar uma matriz com 19 setores, incluindo os quatro grupos de combustível. A agregação final adotada está apresentada no Anexo A.<sup>6</sup>

.....  
<sup>6</sup> A compatibilização feita aqui entre a matriz de insumo-produto nacional e os dados do Balanço Energético Nacional baseou-se em procedimentos similares aos adotados por Perobelli *et al.* (2007).

## 5\_ Construção empírica

### 5.1 Modelo econométrico

O modelo econométrico foi construído com base em procedimentos da econometria de séries temporais. Para detalhes, ver Enders (2004). Assim, foram realizados:

- i. testes de raiz unitária, para averiguar se as séries temporais são estacionárias ou não;
- ii. testes de cointegração, para verificar se as séries são cointegradas;
- iii. escolha do tipo do modelo (VAR ou VCE) a ser estimado.

Para verificar a estacionariedade das séries/variáveis, foi usado o teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller* aumentado (ADF). Tal teste foi aplicado sobre cada uma das séries (endógenas e exógenas) medidas em logaritmo natural, à exceção da taxa de juros real, que, por apresentar valores negativos, não foi transformada em logaritmo. Os resultados estão apresentados na Tabela 1, tanto para as endógenas quanto para as exógenas. Para cada variável, testaram-se três situações:

- i. série em nível com intercepto;
- ii. série em nível com intercepto e tendência;
- iii. série em primeiras diferenças.



Tabela 1\_ Testes de raízes unitárias (ADF) para variáveis em log

Variável	Características	Número de lags	Razão	Valor Crítico (%)		
				1	5	10
Log(C <sub>t</sub> )	intercepto	0	-3,40	-3,62	-2,94	-2,61
	intercepto e tendência	0	-4,05	-4,23	-3,54	-3,20
ΔLog(C <sub>t</sub> )	intercepto	0	-4,61*	-3,63	-2,95	-2,61
Log(I <sub>t</sub> )	intercepto	1	-2,62	-3,63	-2,95	-2,61
	intercepto e tendência	0	-3,32	-4,23	-3,54	-3,20
ΔLog(I <sub>t</sub> )	intercepto	0	-4,30*	-3,63	-2,95	-2,61
Log(E <sub>xt</sub> )	intercepto	0	-1,41	-3,62	-2,94	-2,61
	intercepto e tendência	0	-2,18	-4,23	-3,54	-3,20
ΔLog(E <sub>xt</sub> )	intercepto	1	-5,60*	-3,63	-2,95	-2,61
Log(M <sub>t</sub> )	intercepto	0	-1,67	-3,62	-2,94	-2,61
	intercepto e tendência	0	-2,62	-4,23	-3,54	-3,20
ΔLog(M <sub>t</sub> )	intercepto	0	-5,07*	-3,63	-2,95	-2,61
R <sub>t</sub>	intercepto	0	-5,53*	-3,62	-2,94	-2,61
	intercepto e tendência	0	-5,51*	-4,23	-3,54	-3,20
ΔR <sub>t</sub>	intercepto	2	-8,37*	-3,64	-2,95	-2,61
Log(YM <sub>t</sub> )	intercepto	1	-0,99	-3,63	-2,95	-2,61
	intercepto e tendência	1	-2,76	-4,24	-3,54	-3,20
ΔLog(YM <sub>t</sub> )	intercepto	0	-3,73*	-3,63	-2,95	-2,61
Log(V <sub>t</sub> )	intercepto	0	-0,62	-3,62	-2,94	-2,61
	intercepto e tendência	0	-1,70	-4,23	-3,54	-3,20
ΔLog(V <sub>t</sub> )	intercepto	0	-4,93*	-3,63	-2,95	-2,61
Log(G <sub>t</sub> )	intercepto	0	-1,25	-3,62	-2,94	-2,61
	intercepto e tendência	0	-1,57	-4,23	-3,54	-3,20
ΔLog(G <sub>t</sub> )	intercepto	0	-5,46*	-3,63	-2,95	-2,61
**ΔLog(Y <sub>t</sub> )	intercepto	3	-3,11	-3,65	-2,95	-2,62
ΔLogY <sub>t</sub>	intercepto e tendência	3	-2,88	-4,26	-3,55	-3,21
Δ <sup>2</sup> LogY <sub>t</sub>	intercepto	3	-3,98*	-3,65	-2,96	-2,62

(+) Log representa logaritmo natural.

(\*) Indica rejeição da hipótese nula de não estacionariedade a 1% de significância. Esse foi o nível de significância escolhido para se decidir rejeitar ou não a hipótese nula.

(\*\*) O teste ADF não permitiu rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade para LogY (resultados não reportados) a 1% de significância.

Fonte: Elaboração própria com dados descritos na seção 3.5.

O número de defasagens em cada caso foi determinado usando-se os critérios de informação de Schwarz (SIC). Os resultados sugerem que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada ao nível de 1% para quase todas as variáveis exceto a taxa de juros. Entretanto, ela é rejeitada ao nível de 1% para as primeiras diferenças de todas elas,<sup>7</sup> indicando, assim, que essas variáveis são  $I(1)$ , à exceção da taxa de juros que é  $I(0)$ . No caso da variável renda, deve-se observar que o teste ADF não permitiu rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade para  $LogY$  (resultados não reportados) nem para  $\Delta LogY$  (ver Tabela 1). A rejeição só ocorreu para a segunda diferença  $\Delta^2 LogY$ , indicando<sup>8</sup> que esta é  $I(0)$ .

Como os testes de raiz unitária indicaram que, à exceção da taxa de juros  $R_t$ , as variáveis que aparecem na Tabela 1 são  $I(1)$  a 1% de significância, foi, então, aplicado o procedimento de Johansen sobre essas variáveis  $I(1)$  para verificar se elas são cointegradas e, caso o sejam, determinar o número de vetores de cointegração. Antes de se aplicar o procedimento de Johansen, é necessário determinar o número de defasagens das variáveis endógenas a ser considerado no modelo VEC usado no teste.

Foi escolhido o número de defasagens que minimizou os critérios de informação de Akaike e Schwarz, que indicaram duas defasagens.

O procedimento de Johansen pode ser aplicado de duas formas: usando-se a estatística do traço ou a estatística do máximo autovalor (Enders, 2004). Os resultados estão apresentados nas Tabelas 2 (teste do traço) e 3 (teste do máximo autovalor). Nessas tabelas, a letra “r” indica número de vetores de cointegração. Em ambos os testes (traço e máximo autovalor), rejeitam-se as hipóteses nulas de que não há qualquer vetor de cointegração ( $r = 0$ ) e de que há no máximo ( $r \leq 1$ ) ou apenas ( $r = 1$ ) um vetor de cointegração. Portanto, conclui-se que existem apenas dois vetores de cointegração.

O modelo econométrico final obtido está apresentado no Anexo B. Sua especificação, tanto para o conjunto de variáveis explicativas significativas quanto para a estrutura de defasagens, envolvendo as endógenas e as exógenas, foi obtida seguindo-se um procedimento do tipo “geral para o específico”, com base na análise das estatísticas  $t$  e dos critérios de Schwarz. Entretanto, o modelo final do Anexo B não foi a única espe-

<sup>7</sup> Em razão do número limitado de observações, apenas 38 anos de dados, e também visando adotar um critério uniforme para todas as variáveis, optamos por trabalhar com o nível de 1% de significância para efetivamente decidir rejeitar ou não a hipótese nula de não estacionariedade dos testes de raízes unitárias apresentados na Tabela 1.

<sup>8</sup> Isto sugere que  $LogY$  é  $I(2)$  e que  $\Delta LogY$  é  $I(1)$ . Assim, para fins do teste de cointegração, feito logo a seguir, entre as variáveis do modelo, consideramos  $\Delta LogY$ , e, na hora de estimar o modelo VCE, usamos  $\Delta^2 LogY$ , que é  $I(0)$ , conforme recomenda a literatura.

Tabela 2\_ Teste do traço para cointegração

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística do teste	Valor crítico
$r = 0$	$r > 0$	165.8682*	63.87610
$r \leq 1$	$r > 1$	60.76720*	42.91525
$r \leq 2$	$r > 2$	19.61908	25.87211
$r \leq 3$	$r = 0$	0.667270	12.51798

(r) indica número de vetores de cointegração.  
(\*) O teste de traço indica duas equações cointegrantes ao nível de 5%.  
Fonte: Elaboração própria com dados descritos na seção 3.5.

Tabela 3\_ Teste do máximo autovalor para cointegração

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística do teste	Valor crítico
$r = 0$	$r = 1$	105.1010*	32.11832
$r = 1$	$r = 2$	41.14812*	25.82321
$r = 2$	$r = 3$	18.95181	19.38704
$r = 3$	$r = 4$	0.667270	12.51798

(r) indica número de vetores de cointegração.  
(\*) O teste do máximo autovalor indica duas equações cointegrantes ao nível de 5%.  
Fonte: Elaboração própria com dados descritos na seção 3.5.

cificação considerada; na verdade, foram levadas em conta quatro especificações alternativas e selecionada aquela que apresentou melhor desempenho preditivo. Este tópico é apresentado na próxima subseção.

5.2\_ Teste preditivo do modelo econométrico

Os resultados dos testes apresentados na seção anterior (i.e., as séries são I(1) e cointegradas) indicam que o procedimento apropriado é estimar o modelo econométrico como um modelo VCE

com duas relações de cointegração e duas defasagens. No desenvolvimento do modelo, foram levadas em conta especificações alternativas, considerando-se as variáveis na escala original ou transformadas em log e também a inclusão ou não de variáveis *dummies*. Assim, foram estimados inicialmente os quatro modelos a seguir:

- 1. Modelo com Variáveis Originais (MVO);
- 2. Modelo com Variáveis Originais com *Dummies* (MVOD);

3. Modelo com Variáveis em Log (MVL) ;
4. Modelo com Variáveis em Log com *Dummies* (MVLD).

As variáveis *dummies* foram introduzidas para captar eventos relevantes da economia brasileira no período de dados<sup>9</sup> (1970 a 2007) e, assim, promover melhor qualidade do ajustamento dos modelos. Entretanto, o objetivo era desenvolver um modelo com boa capacidade preditiva e, por isso, foram consideradas também as versões sem inclusão de variáveis *dummies* (MVO e MVL), que, apesar de apresentarem menor grau de ajustamento, poderiam ser melhores em termos preditivos. De fato, a fim de se escolher um modelo a ser usado posteriormente para gerar previsões futuras de 2008 a 2017 das variáveis endógenas que iam alimentar o modelo integrado EC+IP, os quatro modelos acima foram

submetidos a testes de desempenho preditivo. Os procedimentos usados nesses testes consistiram em:

- i. estimar cada modelo, utilizando-se observações no período de 1970 a 2003;
- ii. realizar previsões com cada modelo para os últimos quatro anos da amostra (2004 a 2007); e
- iii. comparar as previsões de cada modelo com os dados reais de 2004 a 2007.

A comparação dos modelos foi feita calculando-se para cada modelo e cada variável endógena prevista o respectivo DAMP conforme expressão (13). Os resultados agregados estão apresentados na Tabela 4 e indicam que o modelo com variáveis em log *sem* a inclusão das variáveis *dummies* (MVL) apresentou o melhor desempenho preditivo. Para

<sup>9</sup> Foram consideradas variáveis *dummies* de tipo impulso (valem 1 quando ocorre um evento, e 0 nos demais anos) para os anos 1974, 1981, 1987, 1988, 1994 e 2002. As razões de inclusão de cada uma são as seguintes. Em 1974, o segundo choque de petróleo contribuiu para a crise externa que afetou a economia brasileira. O ano de 1981 marca o início de uma política recessiva. O ano de 1987 coincide com o fim da bolha de consumo induzida pelo Plano Cruzado, em 1986. Em 1988, foi introduzido o Plano Bresser, que promoveu forte aperto de renda. Em 1994, foi lançado o Plano Real, que abriu o caminho para a estabilização da inflação. Em 2002, ocorreu a eleição de Luiz Inácio Lula da Silva (Lula) para presidente, o que provocou instabilidade nos mercados financeiros e de câmbio (Abreu, 1989; Giambiagi *et al.*, 2005).

**Tabela 4\_ Testes preditivos para versões alternativas dos modelos VCE (2004 a 2007)**

Modelos	DAMP (%)			
	Consumo	Investimento	Exportação	Importação
MVO	7,94	2,14	16,54	21,14
MVOD	11,37	34,00	16,22	27,12
<b>MVL</b>	<b>3,41</b>	<b>2,54</b>	<b>14,80</b>	<b>21,64</b>
MVLD	9,93	3,35	26,83	11,74
Participação demanda final %	75	21	4	—

Fonte: Elaboração própria.

as equações de consumo e investimento, os baixos valores do DAMP de 3,41% e 2,54%, respectivamente, indicam que os valores previstos ficaram bem próximos dos reais. O desempenho preditivo das equações para as exportações e as importações, entretanto, deixa a desejar por causa dos valores elevados do DAMP de 14,80% e 21,64%, respectivamente. Entretanto, isso não compromete muito o modelo MVL, porque os componentes consumo e investimento, cujas equações apresentaram bom desempenho preditivo, respondem juntos por 96% da demanda final. Assim, o modelo MVL foi o escolhido para compor o modelo integrado EC+IP a ser usado para gerar as previsões de longo prazo da demanda de combustíveis. Os resultados dessa estimação estão representados no Anexo B.

### 5.3\_ Teste preditivo do modelo EC+IP

O modelo integrado EC+IP também foi submetido a testes de desempenho preditivo similares aos usados para o modelo econométrico. O objetivo aqui também foi o de avaliar a capacidade preditiva do modelo integrado antes de sua utilização para gerar as previsões de demanda de combustíveis no período de 2008 a 2017. O procedimento utilizado consistiu em:

- i. utilizar as previsões de 2004 a 2007 para os componentes da demanda final, feitas com o modelo MVL para alimentar o modelo IP híbrido;
- ii. realizar previsões de demanda para os quatro grupos de combustível de 2004 a 2007;
- iii. comparar com os dados reais de consumo dos quatro grupos de combustível de 2004 a 2007.

Também, aqui, foram computados para cada grupo de combustível o DAMP correspondente conforme a equação (13). No entanto, conforme explicado na seção (3.3), os parâmetros de calibragem  $\lambda_i (i = 1, \dots, 4)$  e  $\lambda_H$  foram ajustados simultaneamente com o objetivo de se atingir os menores valores possíveis do DAMP para cada grupo de combustível. Os resultados estão apresentados na Tabela 5.

Conforme pode ser verificado na Tabela 5 para a gasolina (22% dos combustíveis) e o óleo diesel (principal combustível, respondendo por aproximadamente 44% do volume total), os valores projetados se aproximaram do total efetivamente consumido no período de 2004 a 2007. Utilizando-se os parâmetros de calibragem para a matriz de pesos  $H(\lambda_H)$  e para a Matriz Inversa de Leontief  $(\lambda_i)$

**Tabela 5\_ Teste preditivo do modelo EC+IP**

Ano	Combustíveis (erro em %)			
	Gasolina	Óleo combustível	Óleo diesel	Álcool
2004	3,6562	-11,1174	-8,9107	8,0143
2005	0,5670	-7,2068	3,2205	-0,6690
2006	-0,4040	0,0651	-1,1396	-6,6074
2007	-0,0584	8,6356	-0,7661	-23,0071
DAMP	1,17	6,76	3,51	9,57
Participação no total dos combustíveis (%)	22,0	21,0	44,0	13,0
Parâmetros de calibragem				
$\lambda_i$	0,94	0,93	1,1	0,93
$\lambda_H$	0,0045			

$\lambda_i$  é o parâmetro de calibragem referente aos grupos de combustível;

$\lambda_H$  corresponde ao parâmetro de calibragem para matriz de peso H.

Fonte: Elaboração própria.

o Desvio Absoluto Médio Percentual de previsão (DAMP) foi de 1,17% e 3,51%, respectivamente, indicando boa medida de previsão dos modelos.

No que se refere ao óleo combustível, que representa 21% dos combustíveis, levando-se em consideração os parâmetros de calibragem LB e IH, verifica-se que o coeficiente de ajustamento estimado (DMPA) estabelece discrepância de aproximadamente 6,76% entre o valor efetivo e o valor projetado.

Em relação ao álcool (participação de 13% no total dos combustíveis), os valores projetados, utilizando-se os

parâmetros de calibragem, mostraram-se superiores aos valores observados, uma vez que esse apresentou um DMPA de 9,57%, sendo o mais elevado de todos os combustíveis estimados. Para esse combustível, constata-se a presença de um novo padrão no consumo, em níveis superiores aos anos anteriores, graças à busca por fontes alternativas e a utilização crescente de tecnologias mais eficientes no uso final desse combustível. Cabe destacar ainda que, em 2007, os produtos da cana ultrapassaram a energia hidráulica e a eletricidade na oferta interna de energia do país, permanecen-

do atrás apenas do petróleo e de seus derivados (BEN, 2008).

## 6\_ Previsão para 2008 a 2017

### 6.1\_ Cenários para 2008 a 2017 e previsão com modelo EC

O modelo econométrico MVL, selecionado no teste preditivo (seção 5.2) para constituir a parte EC do modelo integrado EC+IP, foi utilizado para se prever os valores das variáveis endógenas CO, I,  $E_x$ , e M no período de 2008 a 2017. Como explicado anteriormente, esses valores previstos servirão para alimentar o modelo IP ao se realizar, com o modelo integrado, a previsão dos valores da demanda pelos quatro grupos de combustíveis de 2008 a 2017. Para se realizar as previsões com o modelo EC (MVL), foi necessário prever antes os valores das variáveis exógenas desse modelo (i.e., R, V, G, YM e  $\Delta Y$ ). Em vez de se fazer aqui simples extrapolação futura do comportamento dessas variáveis, optou-se por trabalhar com a técnica de elaboração de cenários alternativos. Tal abordagem é mais conveniente para se considerar a forte incerteza envolvida em previsão de longo prazo, sobretudo no presente contexto de desdobramento da crise mundial, iniciada no segundo semestre de 2008.

Neste sentido, foram considerados dois cenários de comportamento futuro das variáveis exógenas do modelo EC no período de 2008 a 2017, que estão apresentados nas Tabelas 6 e 7. Ambos os cenários foram desenhados com base em perspectivas para o comportamento da economia mundial perante o contexto da atual crise econômica global e se basearam em prognósticos recentes de instituições especializadas, como o Banco Central do Brasil (2008) e a OCDE (2008). O primeiro cenário (Tabela 6) denomina-se “Crise Curta” e busca retratar uma recuperação rápida da economia mundial. Assume-se que a renda mundial, após completar 2008 com um crescimento de cerca de 2,5%, fica praticamente estagnada em 2009 com pequeno crescimento de 0,9%, mas retoma suavemente a tendência de crescimento a partir de 2010, iniciando com 1,5% nesse ano e acelerando gradualmente até atingir 2,9%, em 2017.

O cenário alternativo (Tabela 7) denomina-se “Crise Longa” e também retrata uma recuperação da economia mundial, porém mais lenta. Os anos 2008 e 2009 apresentam as mesmas hipóteses de crescimento para a renda mundial (2,5% e 0,9%, respectivamente) que no cenário “Crise Curta”, mas a estag-

**Tabela 6\_ Cenário “Crise Curta” e previsões com o modelo econométrico**

Ano/ Variáveis	EXÓGENAS					ENDÓGENAS							
	R	V	Variação (%)			R\$ Bilhões				Crescimento (%)			
	(%)	R\$/US\$	G	YM	Y	CO	I	X	M	CO	I	X	M
2008	5,00	1,90	3,70	2,50	4,50	1.623,8	455,6	396,9	336,0	4,25	1,34	11,81	6,37
2009	4,50	2,00	3,70	0,90	3,00	1.686,4	416,1	411,1	337,0	3,86	-8,67	3,60	0,32
2010	5,00	1,80	3,00	1,50	3,20	1.754,0	423,8	345,4	331,4	4,00	1,84	-16,00	-1,68
2011	5,00	1,75	2,00	1,70	3,40	1.799,9	452,3	364,7	363,6	2,62	6,73	5,60	9,73
2012	5,00	1,70	2,00	1,90	3,60	1.833,3	453,0	437,6	382,3	1,85	0,16	20,00	5,13
2013	5,00	1,65	2,00	2,10	3,80	1.881,0	451,1	453,8	391,3	2,60	-0,41	3,71	2,35
2014	5,00	1,60	2,00	2,30	4,00	1.919,6	473,8	446,6	409,8	2,06	5,03	-1,58	4,75
2015	5,00	1,55	2,00	2,50	4,20	1.946,8	490,5	487,3	427,1	1,42	3,51	9,11	4,22
2016	5,00	1,50	2,00	2,70	4,40	1.987,2	481,7	534,6	431,4	2,08	-1,80	9,70	1,01
2017	5,00	1,45	2,00	2,90	4,60	2.039,1	476,9	536,6	435,7	2,61	-0,99	0,38	0,99

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 7\_ Cenário “Crise Longa” e previsões com o modelo econométrico**

Ano/ Variáveis	EXÓGENAS					ENDÓGENA							
	R	V	Variação (%)			R\$ Bilhões				Crescimento (%)			
	(%)	R\$/US\$	G	YM	Y	CO	I	X	M	CO	I	X	M
2008	5,00	1,90	3,70	2,50	4,50	1.623,8	455,6	396,9	336,0	4,25	1,34	11,81	6,37
2009	4,50	2,00	3,70	0,90	3,00	1.686,4	416,1	411,1	337,0	3,86	-8,67	3,60	0,32
2010	4,50	2,00	3,70	0,90	2,00	1.740,5	396,2	377,6	337,5	3,21	-4,79	-8,17	0,14
2011	5,00	1,70	3,00	1,50	2,20	1.774,7	436,3	344,3	343,8	1,96	10,13	-8,80	1,86
2012	5,00	1,60	2,00	1,70	2,40	1.797,0	469,3	410,3	375,0	1,26	7,55	19,17	9,09
2013	5,00	1,50	2,00	1,90	2,60	1.828,7	470,1	470,4	383,0	1,77	0,17	14,65	2,13
2014	5,00	1,40	2,00	2,10	2,80	1.874,2	484,1	446,5	387,5	2,49	2,99	-5,09	1,16
2015	5,00	1,30	2,00	2,30	3,00	1.908,7	513,9	434,6	399,8	1,84	6,16	-2,65	3,18
2016	5,00	1,30	2,00	2,50	3,20	1.946,3	500,3	494,0	412,9	1,97	-2,65	13,65	3,26
2017	5,00	1,30	2,00	2,70	3,40	2.002,4	463,5	518,2	411,5	2,88	-7,35	4,90	-0,33

Fonte: Elaboração própria.



nação continua em 2010 com repetição do crescimento modesto de 0,9%. A aceleração só acontece a partir de 2011, iniciando da mesma forma com crescimento de 1,5% nesse ano e aumentando gradualmente até atingir 2,7%, em 2017. No tocante às demais variáveis exógenas do modelo EC (i.e.,  $R$ ,  $V$ ,  $G$  e  $\Delta Y$ ), em ambos os cenários buscou-se caracterizar suas respectivas hipóteses de evolução de 2008 a 2017 de forma coerente com a reação esperada da economia brasileira ante as hipóteses feitas para a renda mundial (Tabelas 6 e 7).

As Tabelas 6 e 7 também apresentam as previsões geradas para as variáveis endógenas ( $CO$ ,  $I$ ,  $E_x$ , e  $M$ ) de 2008 a 2017. Os valores previstos estão apresentados em R\$ bilhões, e foram também computadas as respectivas taxas de crescimento percentual para cada variável endógena. É interessante observar que ambos os cenários exibem resultados um tanto similares, para todas as variáveis endógenas. Por exemplo, no cenário “Crise Curta”, o consumo parte de cerca de R\$ 1,6 trilhão em 2008 e cresce suavemente até atingir R\$ 2,04 trilhões em 2017, correspondendo a um crescimento de 27,5% no período; no cenário “Crise Longa”, o consumo parte do mesmo montante em 2008 e atinge cer-

ca de R\$ 2 trilhões em 2017, correspondendo, por sua vez, a um crescimento de 25%. Por sua vez, o investimento no cenário “Crise Curta” parte de R\$ 455,6 bilhões em 2008 e chega a R\$ 477 bilhões em 2017, crescendo 4,7% no período; no cenário “Crise Longa”, o investimento também parte do mesmo valor em 2008 mas chega a R\$ 463,6 bilhões em 2017, crescendo, por sua vez, 1,76%. Esses movimentos similares em ambos os cenários também podem ser verificados no caso das exportações e das importações, mas, no cenário “Crise Curta”, com era de se esperar, ambas as variáveis crescem mais intensamente do que no cenário “Crise Longa”.

## 6.2\_ Previsão do consumo de combustíveis com o modelo integrado EC+IP

Em razão da forma de integração por ligação usada para construir o modelo EC+IP, as variáveis endógenas no modelo EC atuam como exógenas no âmbito do modelo IP. Assim, as previsões das variáveis endógenas do modelo EC feitas na seção anterior foram usadas para alimentar a parte IP do modelo integrado no cômputo de estimativas, para os anos 2008 a 2017, do consumo esperado dos quatro combustíveis. Como foram feitas previsões do modelo EC segundo dois

cenários, os valores computados para o consumo de combustíveis<sup>10</sup> no cenário “Crise Curta” estão apresentados na Tabela 8, e, no cenário “Crise Longa”, na Tabela 9.

No cenário “Crise Curta” (Tabela 8), o consumo total dos quatro grupos de combustível feito pela economia apresenta significativo crescimento no período de previsão, saindo de 78.134 milhões de *tep* em 2008 e chegando a 97.754 milhões em 2017, ou seja, acréscimo de 25,11%. Os crescimentos individuais de consumo dos quatro grupos de combustível são similares em termos relativos, com a gasolina aumentando em 26,8%, o óleo combustível, em 24,32%, o

óleo diesel (responsável pela maior parcela do consumo), em 23,92%, e o álcool, em 27%. No cenário “Crise Longa”, por sua vez, o consumo total dos quatro grupos de combustível também cresce, mas um pouco menos acelerado, saindo de 78.134 milhões de *tep* em 2008 e chegando a 96.855 milhões em 2017, isto é, acréscimo de 24%. O crescimento individual dos quatro grupos de combustível também é parecido, com a gasolina aumentando em 24,73%, o óleo combustível, em 21,32%, o óleo diesel, em 24,82%, e o álcool em 25%.

Deve ser ressaltado que o modelo integrado capta a estrutura de consumo vigente até 2007, último ano da base

<sup>10</sup> Observe-se que as previsões feitas com o modelo integrado correspondem ao consumo agregado de combustíveis feito por toda a economia. Isto é, as previsões não são apresentadas por setor. A razão para isso é que, quando se usa a matriz híbrida de IP, os coeficientes setoriais da Matriz Inversa de Leontief nas linhas dos setores energéticos (combustíveis) não podem ser usados para medir individualmente o consumo total (inicial mais direto mais indireto) feito por cada setor. Eles só podem ser usados de forma combinada para medir o consumo total feito por toda a economia. Isto é um preço que se paga por usar-se a matriz híbrida na construção do modelo IP. Mattos et al. (2008), por exemplo, acoplam ao modelo IP um terceiro módulo, independente, baseado num matriz diagonal de intensidades de uso energético por setor que permite fazer previsões desagregadas setorialmente.

Tabela 8\_ Previsão do consumo de combustíveis no cenário “Crise Curta”

Ano	Consumo de combustível (milhões de "tep")				
	Gasolina	Óleo combustível	Óleo diesel	Álcool	Total
2008	18.684	18.822	30.717	9.911	78.134
2009	19.370	18.490	32.372	10.272	80.504
2010	19.030	16.617	32.594	10.047	78.288
2011	19.524	17.249	32.235	10.326	79.334
2012	20.768	19.663	33.805	11.018	85.254
2013	21.346	20.311	34.764	11.327	87.748
2014	21.487	20.135	34.418	11.402	87.442
2015	22.251	21.501	35.176	11.826	90.754
2016	23.259	23.175	37.098	12.374	95.906
2017	23.692	23.399	38.066	12.597	97.754

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9\_ Previsão do consumo de combustíveis no cenário “Crise Longa”

Ano	Consumo de combustível (milhões de "tep")				
	Gasolina	Óleo combustível	Óleo diesel	Álcool	Total
2008	18.684	18.822	30.717	9.911	78.134
2009	19.374	18.491	32.372	10.272	80.509
2010	19.318	17.576	32.664	10.219	79.777
2011	19.156	16.621	32.394	10.115	78.286
2012	20.182	18.733	32.893	10.698	82.506
2013	21.302	20.789	34.780	11.314	88.185
2014	21.332	20.157	34.992	11.313	87.794
2015	22.527	19.862	34.875	11.360	88.624
2016	22.527	21.867	36.478	11.965	92.837
2017	23.304	22.834	38.341	12.376	96.855

Fonte: Elaboração própria.

de dados usado em sua construção. As previsões feitas no período subsequente de 2008 a 2017 refletem, portanto, as características dessa estrutura e isso deve ser considerado com certo cuidado. Por exemplo, o modelo não é capaz de prever alterações significativas na divisão do bolo de consumo entre os quatro grupos de combustível que venham a acontecer como resultado da adoção de políticas energéticas implementadas recentemente.

Assim, embora o modelo impute as maiores taxas de crescimento de 2008 a 2017 para o consumo de álcool em ambos os cenários, pode ser que essas taxas venham a ser de fato ainda maiores

por causa dos estímulos tanto nacionais quanto no exterior que vêm sendo dados à substituição dos combustíveis fósseis por biocombustíveis como o álcool. Isso, porém, não invalida a metodologia; de certa forma até a reforça, uma vez que indica que o modelo integrado EC+IP deve estar sendo sempre atualizado para que se possa usá-lo com máximo proveito para subsidiar as atividades de gestão e planejamento do abastecimento de combustíveis.

## 6\_ Conclusão

Este artigo desenvolveu um modelo de previsão de longo prazo para a demanda anual de combustível no Brasil, a partir

da integração de um modelo econométrico de séries temporais com um modelo de insumo-produto híbrido. O modelo integrado foi usado para prever o consumo de gasolina, óleo combustível, óleo diesel e álcool no período de 2008 a 2017.

Seguindo abordagens similares na literatura, o modelo foi construído usando-se uma estratégia de integração por ligação, na qual o modelo econométrico é feito exógeno ao modelo de insumo-produto híbrido. Este, por sua vez, é responsável pela previsão do consumo de combustíveis em *tep*. Uma inovação em comparação a estudos similares foi o uso de testes preditivos para avaliar a qualidade dos componentes do modelo integrado, isto é, dos modelos econométrico e de insumo-produto antes de usá-los para fazer previsão. Esses testes consistiram no cálculo do desvio absoluto médio percentual das previsões no período de dados de 2004 a 2007, que compõe parte da amostra utilizada.

Os testes foram aplicados tanto ao modelo econométrico quanto ao de insumo-produto híbrido. No caso do modelo econométrico, foram testadas quatro especificações diferentes. Foi selecionada para integração com o modelo IP aquela com as variáveis medidas em

logaritmo natural em razão de sua melhor performance preditiva. No caso do modelo IP, considerou-se uma única especificação, porém foram usados parâmetros de calibragem para se chegar a um modelo integrado com melhor desempenho preditivo.

As previsões para 2008-2010 realizadas com o modelo integrado apontaram crescimento significativo da demanda dos quatro grupos de combustível analisados nos próximos 10 anos. Isso foi sinalizado pelo modelo sob dois cenários alternativos para a duração da atual crise econômica mundial; seja curta, seja longa essa duração, os números previstos indicam que as questões energéticas atuais continuarão na ordem do dia para os formuladores de políticas ainda por um bom tempo. Isto é, as estratégias energéticas voltadas para o aumento de eficiência técnica no uso de combustível – de um lado – e para substituição de combustíveis derivados de petróleo, de origem fóssil, por combustível de origem não fóssil, como álcool e outros biocombustíveis – de outro – continuarão tendo de ser perseguidas no intuito de se garantir o abastecimento de combustíveis para o crescimento econômico com controle dos efeitos ambientais.

## Referências bibliográficas

- ABREU, M. P. *A ordem do progresso*: 100 anos de política econômica na República. Rio de Janeiro: Campus, 1989.
- AZZONI, C. R.; KADOTA, D. K. An econometric input-output model for the state of São Paulo, Brazil. *Latin American Economics*, v. 1, 1997.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *FOCUS – Relatório de Mercado*. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 5 dez. 2008.
- BHATTARAI, K. R. *Keynesian Models for Analysis of Macroeconomic Policy*. Business School. University of Hull. Texto para Discussão. 2005. Disponível em: <[http://www.hull.ac.uk/php/ecskrb/Macromodel\\_ISLM.pdf](http://www.hull.ac.uk/php/ecskrb/Macromodel_ISLM.pdf)>. Acesso em: 10 nov. 2008.
- EPE. EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA. *Balanco Energético Nacional 2008 (BEN)*. Rio de Janeiro, 2008.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Wiley Series in Probability and Statistics. 2. ed. Nova Jersey: Wiley, 2004.
- FERREIRA, P. G.; PEROBELLI, F. P.; MATTOS, R. S. Sectoral forecast and impacts in the electrical energy consumption in Brazil: an integrated approach. 17<sup>th</sup> INTERNATIONAL INPUT-OUTPUT CONFERENCE OF THE INTERNATIONAL INPUT-OUTPUT ASSOCIATION. São Paulo: IIOA/FEA-USP, 2009.
- FONSECA, M. A. R. Um modelo macroeconômico de simulação e previsão. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 13., 2001, Curitiba. *Anais...* Curitiba, 1991.
- GIAMBIAGI, F.; VILLELLA, A.; BARROS DE CASTRO, I.; HERMMAN, J. *Economia Brasileira e Contemporânea (1945-2004)*. Rio de Janeiro: Elsevier/Campus, 2005.
- GUILHOTO, J. J. M.; FONSECA, M. A. R. The Northeast and the rest of Brazil economies in a Mercosur context, 1992-2014: an econometric interregional input-output approach. *Studies in Regional Science*, Japão, v. 29, p. 171-185, 1998.
- HAMADA, F. A. *Long-term projection of the industrial and environmental aspects of the Hokkaido economy: 1985-2005*, 2001.
- IBGE. Matriz de Insumo-Produto (2000-2005). *Contas Nacionais*, n. 23. Rio de Janeiro, 2008.
- IPEA. Base de Dados IPEADATA Macroeconômico. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 30 dez. 2008.
- IPLANCE. *Impactos da restrição de consumo de energia elétrica sobre a economia cearense*. Governo do Estado do Ceará, Secretaria de Planejamento e Coordenação. Fundação Instituto de Pesquisa e Informação do Ceará – IPLANCE. Fortaleza, 2001.
- ISRAILEVICH P. R.; HEWINGS, G. J. D.; SCHINDLER, G. R.; SONIS, M. Forecasting structural change with a regional econometric input-output model. *Journal of Regional Science*, v. 37, p. 565-590, 1997.
- MATTOS, R. S.; PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E.; FARIA, W. R. Integração de modelos econométricos e de insumo-produto para previsões de longo prazo na demanda de energia no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 38, p. 675-699, 2008.
- MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. *Input-output analysis: foundations and extensions*. New Jersey: Prentice Hall, 1985.
- OECD. ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. *OECD Economic Outlook*, 2008. Disponível em: <<http://www.oecd.org/>>. Acesso em: 5 dez. 2008.
- PEROBELLI, F. S.; MATTOS, R. S.; FARIA, W. R. Interações energéticas entre o Estado de Minas Gerais e o restante do Brasil: uma análise inter-regional de insumo-produto. *Economia Aplicada*, v. 11, p. 113-130. 2007.
- REY, S. J.; DEV, B. Integrating econometric and input-output models in a multiregional context. *Growth and Change*, v. 28, p. 222-243, 1997.

REY, S. J. Integrated regional econometric + input-output modeling: Issues and opportunities. *Regional Science*, v. 79, p. 271-292, 2000.

REY, S. J.; WEST, G. R.; JANIKAS, M. V. Uncertainty in integrated regional models. *Economic Systems Research*, v. 16, p. 259-277, 2004.

SOUZA, R. M. *Exportações e consumo de energia elétrica*. Uma análise baseada na integração de modelos econométrico e de insumo-produto inter-regional para Minas Gerais e o restante do Brasil. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2008.

WTO. WORLD TRADE ORGANIZATION. *International Trade Statistics* 2008. Genebra, 2008. Disponível em: <<http://www.wto.org>>. Acesso em: 15 set. 2008.

ZAKARIAS, G.; FRITZ, O.; KURZMANN, R.; STREICHER, G. Comparing regional structural change: an application of economic input-output models, interreg working. *Paper Series*, v. 18, Graz-Vienna, 2002.

**E-mail de contato dos autores:**

santiago.flaviane@gmail.com  
rogerio.mattos@ufjf.edu.br  
fernando.perobelli@ufjf.edu.br

**Artigo recebido em julho de 2009;  
aprovado em agosto de 2010.**

## Compatibilização final Matriz de Insumo-Produto com Balanço Energético

Anexo A

(continua)

1 – Agropecuária	8 – Alimentos e bebidas
1 – Agricultura, silvicultura, exploração florestal	6 – Alimentos e bebidas
2 – Pecuária e pesca	7 – Produtos do fumo
2 – Mineração e pelletização	9 – Têxtil e vestuário
3 – Petróleo e gás natural	8 – Têxtil
4 – Minério de ferro	9 – Artigos do vestuário e acessórios
5 – Outros da indústria extrativa	10 – Artefatos de couro e calçados
3 – Minerais não metálicos	10 – Cimento
30 – Outros produtos de minerais não metálicos	29 – Cimento
4 – Ferro e Aço	11 – Outras indústrias
26 – Fabricação de aço e derivados	34 – Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos
5 – Minerais não ferrosos e outras metalurgias	35 – Eletrodomésticos
32 – Metalurgia de metais não ferrosos	36 – Máquinas para escritório e equipamento de informática
33 – Produtos de metal – exclusive máquinas e equip.	37 – Máquinas, aparelhos e material elétrico
6 – Papel e celulose	38 – Material eletrônico e equipamentos de comunicações
12 – Celulose e produtos de papel	39 – Aparelhos/instrumento médico-hospitalar, medida e óptico
13 – Jornais, revistas, discos	40 – Automóveis, camionetas e utilitários
11 – Produtos de madeira – exclusive móveis	41 – Caminhões e ônibus
28 – Artigos de borracha e plástico	42 – Peças e acessórios para veículos automotores
7 – Química	43 – Outros equipamentos de transporte
21 – Produtos químicos	44 – Móveis e produtos das indústrias diversas
22 – Fabricação de resina e elastômeros	47 – Água, esgoto e limpeza urbana
23 – Produtos farmacêuticos	48 – Construção
24 – Defensivos agrícolas	12 – Comércio e serviços
25 – Perfumaria, higiene e limpeza	49 – Comércio
26 – Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	51 – Serviços de informação
27 – Produtos e preparados químicos diversos	52 – Intermediação financeira e seguros

Compatibilização final Matriz de Insumo-Produto com Balanço Energético

(conclusão)

53 – Serviços imobiliários e aluguel	14 – Gás liquefeito de petróleo
54 – Serviços de manutenção e reparação	16 – Gasoálcool
55 - Serviços de alojamento e alimentação	19 – Outros produtos do refino de petróleo e coque
56 – Serviços prestados às empresas	45 – Eletricidade
57 – Educação mercantil	46 – Gás
58 – Saúde mercantil	16 – Gasolina automotiva
59 – Outros serviços	15 – Gasolina automotiva
13 – Transporte	17 – Óleo combustível
50 – Transporte, armazenagem e correio	17 – Óleo combustível
14 – Serviços públicos	18 – Óleo diesel
60 – Educação pública	18 – Óleo diesel
61 – Saúde pública	19 – Álcool
62 – Administração pública e seguridade social	20 – Álcool
15 – Setor dos demais energéticos	

Fonte: Elaboração própria baseada em Perobelli *et al.* (2006).



Modelo VCE para as variáveis em log (MVL)

Anexo B

(continua)

Variáveis	$\Delta \text{Log}(C_t)$	$\Delta \text{Log}(I_t)$	$\Delta \text{Log}(E_{x,t})$	$\Delta \text{Log}(M_t)$
Eq. Cointegr. 1	-0,043202	0,593625	0, 00223	0,886556
	[-0.37873]	[ 3.35459]	[0.00812]	[2.51699]
Eq. Cointegr. 2	-0,009109	-0,334698	-0,389985	-0,3741
	[-0.07286]	[-1.72581]	[-1.29520]	[-0.96912]
$\Delta \text{Log}(C_{t-1})$	0,801641	0,252984	-0,920178	1,001063
	[ 2.55051]	[0.51886]	[-1.21556]	[1.03149]
$\Delta \text{Log}(C_{t-2})$	-0,132674	0,603555	-1,107383	-0,594374
	[-0.61887]	[1.81486]	[-2.14473]	[-0.89791]
$\Delta \text{Log}(I_{t-1})$	-0,036523	0,634936	1,097949	0,510802
	[-0.29980]	[3.35972]	[3.74201]	[1.35792]
$\Delta \text{Log}(I_{t-2})$	0,089433	0,013799	-0,239078	0,171489
	[1.14379]	[0.11376]	[-1.26954]	[0.71030]
$\Delta \text{Log}(E_{x,t-1})$	-0,000153	-0,098587	0,054046	-0,133366
	[-0.00193]	[-0.80320]	[0.28361]	[-0.54589]
$\Delta \text{Log}(E_{x,t-2})$	-0,044042	0,295356	-0,475478	-0,002298
	[-0.53579]	[2.31621]	[-2.40166]	[-0.00905]
$\Delta \text{Log}(M_{t-1})$	-0,126668	0,199537	0,048036	0,11749
	[-1.66047]	[ 1.68616]	[0.26145]	[0.49880]
$\Delta \text{Log}(M_{t-2})$	0,081663	-0,080092	0,054054	0,182281
	[1.09500]	[-0.69229]	[0.30094]	[0.79157]
Constante	0,007887	-0,006346	0,193958	0,066628
	[0.39234]	[-0.20349]	[4.00602]	[1.07339]
$\Delta R_t$	-0,000792	0,000831	-0,000134	-0,001915
	[-3.03755]	[2.05289]	[-0.21327]	[-2.37691]
$\Delta \text{Log}(YM_t)$	-0,003941	-0,154642	0,063246	-0,979323
	[-0.01994]	[-0.50449]	[0.13289]	[-1.60509]
$\Delta \text{Log}(V_t)$	0,004735	-0,447092	0,877348	0,306553
	[0.06227]	[-3.79029]	[4.79066]	[1.30566]

Modelo VCE para as variáveis em log (MVL)

(conclusão)

Variáveis	$\Delta \text{Log}(C_t)$	$\Delta \text{Log}(I_t)$	$\Delta \text{Log}(E_{M,t})$	$\Delta \text{Log}(M_t)$
$\Delta \text{Log}(G_t)$	0,113585	-0,571237	-1,202117	-0,426802
	[0.65968]	[-2.13862]	[-2.89878]	[-0.80277]
$\Delta^2 \text{Log}(Y_{t-1})$	0,806652	1,578202	0,247707	1,52272
	[2.69349]	[3.39705]	[0.34342]	[1.64668]
$R^2$	0,65900	0,81736	0,80918	0,55964
$R^2$ -ajustado	0,38979	0,67317	0,65853	0,21198
F - Teste	2,44789	5,66867	5,37129	1,60973
AIC	-3,37378	-2,49562	-1,61580	-1,11890
SC	-2,66276	-1,78460	-0,90478	-0,40788

Período de estimação: 1970 a 2007.  
Estatísticas t entre colchetes.

Fonte: Elaboração própria com dados descritos na seção 3.5.

