

Um Modelo Macroeconômico para o Nível de Atividade: Previsões e Projeções Condicionais*

Ajax Reynaldo Bello Moreira,** Elcyon Caiado Rocha Lima,** Hélio dos Santos Migon***

● INTRODUÇÃO

O trabalho apresenta um modelo macroeconômico de curto prazo (trimestral) para o nível de atividade da indústria brasileira. O nosso principal objetivo é fazer uma caracterização detalhada da interdependência estatística e dinâmica entre a produção industrial e um conjunto de variáveis macroeconômicas relevantes. Além disso, o modelo estimado na sua versão estrutural permite identificar o impacto de alterações exógenas de política e outros choques exógenos sobre as variáveis do modelo.

Infelizmente não há um modelo teórico de curto prazo que seja aceito pelos economistas e que relacione o nível da atividade econômica a algumas variáveis macrorelevantes. De fato, os modelos de ciclo de negócios podem ser divididos em três correntes principais:

i) modelos onde a política monetária afeta o nível de atividade econômica devido à dificuldade dos agentes em separar ou reagir, no curto prazo, às fontes nominais e reais dos choques nos preços [Taylor (1980)];

ii) modelos que consideram o crédito ao setor privado como a variável relevante (*the credit view*) devido às imperfeições no mercado financeiro; nestes modelos, o crédito é parcialmente endógeno, a moeda é puramente endógena e a correlação entre moeda e renda é, na verdade, resultante de duas outras correlações: entre renda e crédito e entre crédito e moeda [Bernanke (1986)];

iii) modelos do "ciclo real de negócios" nos quais a correlação entre moeda e renda reflete uma resposta passiva da moeda às alterações na renda, as quais são provocadas exclusivamente por choques reais, por exemplo modificações nas preferências dos consumidores ou nas tecnologias de produção [Long e Plosser (1983)].

No caso brasileiro, os modelos de curto prazo são ainda mais controversos devido ao processo inflacionário persistente e elevado, combinado com surtos de hiperinflação, choques heterodoxos e uma grande parcela de preços administrados pelo governo. O modelo adotado contém características que o aproximam da primeira e terceira visões do "ciclo de negócios" mencionadas acima. Nele, a atividade econômica é determinada simultaneamente com alguns "preços" considerados chaves na economia brasileira: os índices de preço do combustível e do produto agrícola; o índice do salário; e as taxas de câmbio e de juros.

Como na verdade os preços administrados — combustível, câmbio e, eventualmente, a taxa de juros de curto prazo — são fixados em termos nominais, o uso de valores nominais facilitaria a identificação de alterações exógenas nas políticas de fixação destes preços. Entretanto, a forte instabilidade estrutural detectada em modelos que incluíam variáveis nominais nos levou a incorporar apenas variáveis nominais deflacionadas.

Todas as variáveis mencionadas acima são consideradas endógenas. Para obter-se a identificação do impacto de choques exógenos em cada uma das variáveis sobre as demais, o modelo foi estimado utilizando os procedimentos da Auto-regressão Vetorial Estrutural (ARV - *Estrutural*) que utiliza a teoria econômica apenas na escolha de restrições sobre as relações contemporâneas entre as variáveis. Este procedimento é conveniente, pois a teoria econômica tem pouco a dizer a respeito da estrutura de defasagens de cada variável em cada equação estrutural. Esta metodologia permite ainda a estimação irrestrita da forma reduzida do modelo: de fato as restrições que permitem a identificação do modelo estrutural não implicam restrições na forma reduzida.¹

O modelo, na forma reduzida, foi especificado como uma ARV envolvendo até três defasagens de cada variável e um termo constante. Nas equações do índice da produção industrial e do salário foram adicionados indicadores sazonais. Na estimação do modelo foram utilizados procedimentos bayesianos. O modelo foi definido com as variáveis medidas trimestralmente, em logaritmos, para o período 73-I/91-I.²

Nas seções seguintes são discutidas as restrições impostas às relações contemporâneas entre as variáveis, a qualidade preditiva do modelo, as previsões do modelo para o período 91-IV a 92-IV, as simulações do impacto de alterações exógenas de política e outros choques exógenos e, finalmente, são apresentadas as principais conclusões.

● IDENTIFICAÇÃO DO MODELO ESTRUTURAL: RESTRIÇÕES IMPOSTAS ÀS RELAÇÕES CONTEMPORÂNEAS ENTRE AS VARIÁVEIS

A identificação do impacto de alterações exógenas nas diversas variáveis do modelo sobre as demais é uma questão complexa e envolve, quase sempre, um elevado grau de arbitrariedade. Nesta seção, procuramos explicitar as restrições impostas às relações contempo-

* Este modelo encontra-se em fase de desenvolvimento, podendo vir a ser utilizado pelo GAC em suas projeções nos próximos números do *Boletim Conjuntural* e da *Carta de Conjuntura*. Este trabalho contou com o apoio de Ana Beatriz Soares Monteiro e Hedibert Freitas Lopes na implementação dos métodos estatísticos utilizados e de Ingrid S. V. Estevez na coleta dos dados.

** Do IPEA-Rio.

*** Do Instituto de Matemática da UFRJ.

¹ Para uma discussão mais rigorosa dos modelos ARV-Estruturais ver Sims (1986) e Bernanke (1986).

² A definição das variáveis e suas respectivas fontes, o método de estimação adotado e o resultado do modelo estrutural encontram-se no TDI "Um modelo macroeconômico para o nível de atividade: previsões e projeções condicionais" (no prelo).

râneas entre as variáveis que são suficientes para se obter a identificação do modelo estrutural.³

Foram identificadas as seguintes equações estruturais: de oferta agregada — normalizada no índice da produção industrial — e de demanda agregada — normalizada no salário real —; do produto do setor industrial; de determinação dos preços agrícolas reais; de determinação da taxa de juros real; e, por último, as equações estruturais que especificam a regra de fixação, pelo governo, do preço do combustível e da taxa de câmbio. As variáveis nominais, ou seja, todas as variáveis exceto o produto da indústria, foram consideradas em termos reais.

A oferta de produtos da indústria foi tida como sendo afetada, contemporânea e negativamente, pelo preço dos seus insumos básicos. Foram consideradas as seguintes variáveis: o preço do combustível (preço da energia); a taxa de câmbio (preço dos insumos importados); o salário; e o preço agrícola. Já a demanda agregada por produtos da indústria — normalizada no salário — foi considerada como sendo afetada contemporaneamente pelo salário — *proxy* para alterações de renda —, pela taxa de câmbio — que afeta a demanda por exportações —, pelo preço agrícola e pela taxa de juros. A expectativa era de que as duas primeiras apresentassem um efeito positivo e a taxa de juros um efeito negativo.

O preço agrícola foi considerado como sendo afetado, no mesmo trimestre, por alterações da taxa de câmbio — que impacta diretamente o preço dos produtos agrícolas exportáveis — e da taxa de juros — efeito dos juros sobre o custo de carregamento dos estoques — com sinais positivo e negativo, respectivamente.

A taxa de juros real é afetada por alterações contemporâneas da produção industrial e da taxa de câmbio — ambas com sinal positivo. Estes efeitos decorreriam do aumento do nível de atividade, pressionando a demanda por recursos, e da interligação entre os mercados financeiros internos e externos, respectivamente.

Admitindo-se que as autoridades monetárias tenham como meta o controle da taxa de juros nominal de curto prazo (e consigam controlá-la), e interpretando as inovações da taxa de juros nominal como alterações exógenas da política monetária, as inovações na taxa de juros real poderiam estar captando, de fato, as alterações exógenas da política monetária. Esta inter-

pretação é válida se o nível geral de preços não responde imediatamente às alterações nos juros nominais ou se o governo possui um bom grau de informação a respeito da taxa de inflação corrente. Neste caso, pode-se admitir que o governo tenha um certo grau de controle sobre a taxa de juros real. A mesma justificativa apresentada aqui pode ser utilizada para racionalizar a hipótese do controle, por parte do governo, da taxa de câmbio real e do preço real do combustível.

As inovações na taxa de juros real podem também estar antecipando, simplesmente, as previsões do comportamento real da economia. Esta interpretação é consistente com a visão "real" do ciclo de negócios [Sims (1991)].

Quanto às regras de fixação do câmbio e do preço do combustível, foi imposta a restrição de que a política governamental para estes preços não levasse em conta as informações sobre o valor contemporâneo das demais variáveis que constam do modelo.

• QUALIDADE PREDITIVA

A qualidade de um modelo macroeconômico dinâmico pode ser avaliada em função de suas características conceituais — consideradas em seções anteriores — e de sua capacidade preditiva. Esta, por sua vez, pode ser avaliada comparando a sua precisão com a de modelos univariados de série temporal — que podem ser tomados como referência face à sua reconhecida confiabilidade para projeções de curto prazo —, medindo a precisão das projeções realizadas com um, dois, três e quatro trimestres de antecipação.

A precisão será medida através das seguintes estatísticas: desvio absoluto médio (DAM); erro-padrão (EP) e a estatística Theil-U. Na tabela abaixo são apresentadas essas estatísticas para o modelo univariado⁴ e para o modelo deste trabalho, ambas estimadas utilizando-se os resíduos recursivos —ou seja, o erro da previsão para o período seguinte utilizando os dados e os parâmetros estimados até o período corrente. Para tornar mais comparáveis os resultados foram utilizados, em ambos os casos, os erros apurados no período [78-III/91-I]. Vale mencionar que como o modelo foi ajustado no logaritmo das séries, o erro apurado pode ser interpretado como o erro percentual de cada variável na sua escala original.

TABELA 1
COMPARAÇÃO COM A PRECISÃO DE MODELOS UNIVARIADOS

	DAM (%)		EP (%)		T - U	
	Univ.	Mult.	Univ.	Mult.	Univ.	Mult.
Produto da Indústria	5,6	3,9	7,1	5,4	0.732	0.562
Preço de Combustível	9,4	6,4	12,1	8,6	1.486	1.049
Taxa de Salários	6,3	5,4	8,5	7,2	0.977	0.814
Preço Agrícola	11,5	8,5	15,3	11,8	1.416	1.086
Taxa de Câmbio	10,0	6,7	13,4	8,9	1.690	1.139
Taxa de Juros	1,9	1,9	2,5	2,8	0.834	0.920

³ Para uma discussão exaustiva deste procedimento de identificação ver Fackler (1988).

⁴ Modelo Linear Dinâmico com componentes sazonais, tal como descrito em West e Harrison (1989).

Os resultados da Tabela 1 mostram que o modelo multivariado é mais preciso que o univariado, exceto para a taxa de juros. Neste caso, o primeiro apresenta resultados ligeiramente piores. No caso da produção industrial, a precisão medida pelos três critérios é cerca de 30% superior no modelo multivariado. Este resultado é significativo, pois sugere que o modelo multivariado, além de permitir a discussão dos efeitos cruzados e dinâmicos nas variáveis, tem qualidade preditiva superior.

A metodologia implementada não permite, contudo, obter o intervalo de confiança das previsões. Uma forma indireta de avaliar a precisão do modelo multivariado é estimar a variabilidade do erro de previsão em diferentes horizontes. Para isto foi estimado o desvio absoluto médio do erro de previsão para até quatro trimestres à frente no período [78-III/91-I].

Os erros médios para o índice do produto da indústria geral variam de 3 a 5%, respectivamente para projeções com um e quatro trimestres de antecipação, valendo aproximadamente os mesmos resultados para a taxa de salários. As demais variáveis apresentam erros médios maiores, o que revela a maior significação da componente não explicada pelo modelo.

Os resultados da Tabela 2 mostram um razoável desempenho do modelo, principalmente levando-se em

consideração a quantidade de intervenções que o sistema econômico sofreu no período 1978/91 — quatro congelamentos de preço e correspondentes períodos de aceleração inflacionária.

● PREVISÃO DE REFERÊNCIA

Foram realizadas previsões até o último trimestre de 1992. As tabelas com os resultados da previsão de referência e das simulações — Seção 5 a seguir —, apresentam taxas de crescimento trimestrais — trimestre sobre o trimestre anterior — para todas as variáveis exceto para a taxa de juros, o produto da indústria e o salário. Estas duas últimas, que têm sazonalidade, são apresentadas sob forma de taxas de crescimento em relação ao mesmo trimestre do ano anterior e também como taxas de crescimento anual — taxa de variação anual do índice acumulado.

Os resultados apresentados na Tabela 3 são previsões não condicionadas ou, mais corretamente, previsões condicionadas apenas aos valores preliminares para o terceiro trimestre de 1991 das taxas de câmbio, de juros e de salário, bem como do preço agrícola. Esta previsão corresponde ao que aconteceria se o sistema econômico não sofresse novos choques, e aponta a continuidade da retomada do crescimento do produto da indústria iniciada no segundo trimestre deste ano e

TABELA 2
PRECISÃO DO MODELO MULTIVARIADO
DESVIO ABSOLUTO MÉDIO (EM %)

	HORIZONTE DE PREVISÃO EM TRIMESTRES			
	1	2	3	4
Produto Indústria	3,0	4,2	4,5	5,1
Preço do Combustível	4,7	6,7	7,6	8,9
Taxa de Salários	3,6	5,0	5,4	6,2
Preço Agrícola	6,1	10,6	12,3	13,3
Taxa de Câmbio	4,8	7,6	9,1	10,1
Taxa de Juros	1,6	1,6	1,6	1,6

TABELA 3
PREVISÃO DE REFERÊNCIA
TAXAS DE VARIAÇÃO (EM %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV
Pr. Combustível	6	9	23	22	5
Taxa de Câmbio	0	-9	-6	-1	-3
Pr. Agrícola	0	-11	-25	-20	-5
Prod. Indústria	6	15	-3	-10	-7
Salário	-5	0	-11	-17	-12
Acumulado 4 Trimestres					
Salário	-2	0	-5	-9	-10
Prod. Indústria	2	8	5	-1	-2
Taxa de Juros(%)	-2	-2	-2	-1	0

sua posterior reversão a partir do terceiro trimestre de 1992. Indica também a redução, em termos reais do índice do salário, da taxa de câmbio e do preço dos produtos agrícolas.

Uma maneira de interpretar este último resultado é afirmar que estes preços não seriam capazes de acompanhar o ritmo da inflação, sofrendo uma queda de até 26% no seu valor. Embora a inflação esteja ausente do modelo, usaremos o argumento da aceleração inflacionária para justificar a redução dos preços básicos. De resto, numa economia amplamente indexada são as sub (e sobre) indexações, que explicam a variação dos preços relativos que, em última análise, determinam o produto neste modelo.

• SIMULAÇÕES

As simulações apresentadas a seguir avaliam as respostas de todas as variáveis a um choque exógeno (variação não esperada) do tipo *once and for all*, sobre cada uma delas, implementado no quarto trimestre de 1991. As previsões de referência, para o terceiro trimestre de 1991, são tratadas como valores observados. O choque exógeno deve ser interpretado aqui como uma inovação apenas na equação estrutural que determina a variável que está sendo alterada exogenamente. Note-se que, neste caso, estamos utilizando o modelo *ARV-Estrutural* que identifica as relações contemporâneas entre as variáveis.

Cada uma das equações do modelo estrutural tem uma interpretação econômica, permitindo qualificar o tipo de choque que está sendo feito e avaliar o seu impacto separadamente. São consideradas como sendo alterações exógenas de política os choques na taxa de câmbio, na taxa de juros e no preço do combustível. Além destes são examinados choques exógenos *strictu sensu* no preço agrícola e na oferta e demanda do produto da indústria.

Nos comentários a seguir será sempre utilizada a previsão de referência para efeito de comparação. Nas análises conduzidas adiante o curto prazo diz respeito ao trimestre contemporâneo ao choque — quarto trimestre de 1991 —, e o médio prazo ao último trimestre previsto — quarto trimestre de 1992.

Simulação do impacto de um choque cambial

A Tabela 4 apresenta o efeito de uma desvalorização cambial de 20%. Os resultados mais significativos são, de imediato, o aumento do preço agrícola e a queda do produto da indústria relativamente à previsão de referência. No médio prazo, há um aumento no índice do produto da indústria de 2%, bem como do preço do combustível e da taxa de câmbio. O índice do salário é pouco afetado pela desvalorização cambial.

Simulação do impacto de um aumento do preço agrícola

Neste modelo o preço agrícola é determinado contemporaneamente pelas taxas de juros e de câmbio. Portanto, uma inovação na formação do preço agrícola só pode ser consequência de outras variáveis, por exem-

plo, escassez de produtos agrícolas, ou, ainda, a expectativa desta escassez. Esta inovação foi implementada mantendo o preço agrícola constante, em termos reais, quando se estimava — pela previsão de referência — uma redução de 20%. O resultado mais notável diz respeito à evolução do salário cuja taxa de crescimento no mesmo trimestre do choque passa de -5% para -7,2%, com uma redução adicional de 2,2%. No médio prazo, projeta-se uma diminuição do índice do salário de 4% e um aumento de 2% no índice do produto da indústria (Tabela 5).

Simulação do impacto da redução do preço do combustível

O preço do combustível é fixado pelo governo arbitrando o conflito entre o impacto inflacionário em decorrência de seu ajuste e as necessidades de financiar os custos de produção. Uma inovação, neste caso, deve ser entendida como uma variação inesperada do preço, por exemplo, sua redução (atraso) num certo trimestre. Assim como nas demais simulações, os trimestres seguintes são projetados de acordo com as relações dinâmicas verificadas no passado. Nesta simulação, o preço do combustível foi mantido igual ao do trimestre anterior numa situação em que a expectativa — dada pela previsão de referência — era de um aumento de cerca de 10%. O resultado mais relevante é o aumento, no médio prazo, de 4% no índice do salário. Ocorre também uma redução do preço agrícola. No curto prazo a taxa de crescimento do salário aumenta em 3% e a do produto da indústria em 2% (Tabela 6).

Simulação do impacto de um aumento da taxa de juros

A taxa de juros, neste modelo, é determinada contemporaneamente pelo nível da atividade econômica e pela taxa de câmbio. Um aumento inesperado da taxa de juros que não seja consequência destas duas variá-

TABELA 4
IMPACTO DE UMA DESVALORIZAÇÃO DE 20%
DO CÂMBIO REAL
TAXAS DE VARIAÇÃO (EM %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV
Prod. Indústria	3	15	-1	-7	0
Salário	-5	1	-13	-12	-13
Variação Anual					
Salário	-2	0	-5	-8	-10
Prod. Indústria	2	8	4	-1	0

TABELA 5
IMPACTO DE AUMENTO (NÃO ESPERADO) DE 20%
DO PREÇO REAL AGRÍCOLA
TAXA DE VARIAÇÃO (EM %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV
Prod. Indústria	6	18	0	-9	-5
Salário	-7	-3	-14	-10	-14
Variação Anual					
Prod. Indústria	2	9	6	2	0
Salário	-2	-1	-6	-11	-13

TABELA 6
IMPACTO DA REDUÇÃO (NÃO ESPERADA) DE 10%
DO PREÇO REAL DO COMBUSTÍVEL
TAXAS DE VARIAÇÃO (EM %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV
Prod. Indústria	8	18	-2	-9	-8
Salário	-2	-3	-8	-14	-12
Variação Anual					
Salário	-1	2	-2	-5	-8
Prod. Indústria	3	10	6	2	-2

veis pode ser interpretado como o resultado de uma política monetária ativa, ou devido a mudanças das expectativas dos agentes. Nesta simulação, considerou-se um aumento de 4% na taxa de juros real — aumento de -1,8% para 2,2% —, resultando, no curto prazo, na queda do produto da indústria e no aumento do salário real — este último como consequência da desaceleração da inflação. No médio prazo, o modelo aponta a continuidade dessa mesma tendência: queda do índice do produto da indústria — cerca de 4% —, e da taxa de câmbio, e aumento do índice de salário — cerca de 4% (Tabela 7).

Simulação do impacto de um choque de oferta

Vale mencionar que em todos os casos anteriores a economia tem um desempenho medíocre especialmente se levarmos em conta que a economia está numa recessão e que o nível do salário diminui em relação ao nível atual (91,III). No contexto deste modelo a retomada efetiva do crescimento — que corresponde à retomada dos investimentos — pode ser representada por um choque de oferta, ou seja, um aumento inesperado da produção não motivado pela demanda ou por mudanças nos preços relativos. Ainda que seja uma forma um tanto indireta de sinalizar este efeito, optou-se por aumentar a produção em 10% comparativamente aos resultados tendenciais. O resultado é o aumento, no médio prazo, dos índices do produto da indústria em 5% e do salário em 1%. Vale notar que este foi o único caso em que os salários aumentaram em relação aos valores correntes (Tabela 8).

Simulação do impacto de um choque de demanda

A demanda por produtos industriais é determinada contemporaneamente pelo salário, pelas taxas de câmbio e de juros e pelo preço agrícola. Um aumento inesperado da demanda deve ter, portanto, outras fontes que não as variáveis mencionadas e pode ser consequência, por exemplo, de variações nos gastos do governo ou de mudança de comportamento de consumo das famílias. O mesmo aumento (10%) no produto da indústria da simulação anterior, se consequência de um choque de demanda, resulta, no médio prazo, no aumento de 7% no índice do produto da indústria e não afeta o índice do salário em relação à previsão de referência (Tabela 9).

Cabe alertar que os resultados das simulações apresentadas nesta seção devem ser vistos com cautela. A imprecisão das estimativas para estas simulações é da

TABELA 7
IMPACTO DO AUMENTO EM 5% DA TAXA DE
JUROS REAL
TAXAS DE VARIAÇÃO (EM %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV
Prod. Indústria	2	10	-7	-13	-5
Salário	-2	4	-8	-14	-13
Variação Anual					
Salário	-1	-2	-2	-5	-8
Prod. Indústria	1	6	1	-3	-5

TABELA 8
IMPACTO DE UM CHOQUE DE OFERTA DE 10%
TAXAS DE VARIAÇÃO (EM %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV
Salário	12	15	3	-5	-15
Prod. Indústria	17	25	2	-6	-12
Variação Anual					
Prod. Indústria	5	13	11	8	0
Salário	3	8	7	7	-2

TABELA 9
IMPACTO DE UM CHOQUE DE DEMANDA DE 10%
TAXAS DE VARIAÇÃO (EM %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV
Salário	-11	-2	-13	-16	-5
Prod. Indústria	17	25	4	-4	-10
Variação Anual					
Prod. Indústria	5	13	11	9	2
Salário	-3	-2	-7	-10	-9

mesma magnitude dos efeitos apurados. Ainda assim, o modelo apresentou resultados coerentes, sinalizando de acordo com o esperado as consequências das diferentes políticas ou choques exógenos.

● CONCLUSÃO

Este artigo apresenta a versão preliminar de um modelo macroeconômico de curto prazo para o nível de atividade da indústria brasileira. A metodologia adotada permite a estimação irrestrita da forma reduzida, o que propiciou — juntamente com o procedimento bayesiano de estimação — a obtenção de um modelo com desempenho preditivo superior ao de modelos univariados lineares dinâmicos.

A simulação do impacto de alterações exógenas de política econômica, utilizando a versão estrutural do modelo, apresentou resultados qualitativamente consistentes com o que se esperava *a priori*. Em particular, um choque na taxa de câmbio real tem o efeito de expandir a produção industrial no médio prazo e aumentar o índice de preço real dos combustíveis e dos produtos agrícolas. Um choque positivo na taxa de juros real provoca redução da produção industrial e

leva à valorização cambial. Quantitativamente um aumento de 4% na taxa de juros real, no quarto trimestre de 1991, provoca uma queda de 4% na previsão do índice trimestral da produção industrial no último trimestre de 1992.

Em uma futura extensão deste trabalho deverá ser investigada a ocorrência de mudanças estruturais e seu escopo deverá ser ampliado para incluir variáveis do setor externo da economia brasileira.

● BIBLIOGRAFIA

- Bernanke, B.S. Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. 1986. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p. 49-100.
- Doan, T, Litterman, R, Sims, C. Forecasting and Conditional Projection using Realistic Prior Distributions. 1984. *Econometric Reviews*, v. 3, n. 1, p. 1-100.
- Fackler, P. L. Vector Autoregressive Techniques for Structural Analysis. 1988. *Rev.de An. Econo.*, v. 3, n. 2.
- Litterman, R. B. Forecasting With Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience. 1986. *J.BUS. Econ. Stat.*, v. 4, n.1.
- Long, John and Charles Plosser. Real Business Cycles. 1983. *Journal of Political Economy*, n. 91, p. 39-69.
- Sims, C. Policy Analysis with Econometric Models. 1982. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 107-52.
- _____. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? 1986. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, p. 1-16.
- _____. Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. 1991. Artigo apresentado no X Encontro Latino-Americano da Sociedade de Econometria.
- Taylor, J. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. 1980. *Journal of Political Economy*, n. 88, p. 1-23.
- West, M e Harrison, J. Bayesian Forecasting and Dynamic Models. 1989. *Springer Verlag*.