

## PREVISÕES RACIONAIS VS. PROFISSIONAIS\*

João Valle e Azevedo\*\*

### RESUMO

Comparamos previsões teóricas e empíricas construídas por agentes racionais que habitam uma economia modelo com as previsões produzidas regularmente por profissionais. Centramos a análise na variância do erro de previsão em função do horizonte de previsão e medimos a velocidade com que esta converge para uma constante (o que pode ser visto como uma medida da velocidade com que a economia converge para o estado estacionário). Olhamos para um modelo padrão com salários e preços rígidos, concluindo que este implica uma forte previsibilidade teórica das variáveis analisadas, em desacordo com os dados (previsões de profissionais). A versão com preços-salários flexíveis está mais em linha com os dados em termos de previsibilidade e apresenta um desempenho superior empiricamente (com dados reais), principalmente porque as previsões se afastam pouco da média não condicional das variáveis. Estes resultados podem ser interpretados de pelo menos duas formas: primeiro, os desvios da economia em relação ao estado estacionário são pouco persistentes, caso em que as implicações da formulação específica de rigidezes nominais para as dinâmicas de curto prazo não são realistas; segundo, alterações exógenas (ou não modelizadas) do estado estacionário, *e.g.*, alterações na política monetária, fiscal, na regulação dos mercados ou no crescimento da fronteira tecnológica, ocorrem de tal forma que limitam fortemente o desempenho das previsões de profissionais.

### 1. Introdução

Apesar de tremendos esforços nas últimas décadas, prever variáveis macroeconómicas parece tão difícil como antes. Para a maioria das variáveis a precisão das previsões é baixa, é difícil superar previsões naive e métodos estatísticos sofisticados fornecem melhorias marginais (quando as há) em horizontes longos. Este grau de incerteza talvez deva ser considerado uma característica da economia, já que a mesma dificuldade caracteriza previsões realizadas por profissionais (por exemplo, do *Philadelphia Survey of Professional Forecasters*, doravante Phil-SPF, o *Federal Reserve Green-Book*, ou o *Survey of Professional Forecasters* do Banco Central Europeu, ECB-SPF). Ainda assim, há evidência clara de que estas previsões são competitivas em comparação com os melhores métodos estatísticos, sendo menos propensas às instabilidades estruturais de séries temporais macroeconómicas (*e.g.*, Faust e Wright, 2007 e Bernanke e Boivin, 2003 para previsões do *Green-Book* ou Ang, Bekaert e Wei, 2007, para previsões de inflação do Phil-SPF). Além disso, estas previsões podem ser vistas como uma agregação feliz de várias previsões individuais que provavelmente se adaptam rapidamente às mudanças na economia, cada uma usando

---

\* Este artigo é um sumário de investigação realizada em colaboração com João Tovar Jalles, Universidade de Cambridge. Agradecemos os comentários de Nuno Alves, Mário Centeno e Ana Cristina Leal. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade do autor, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade do autor.

\*\* Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

dados diferentes, métodos diferentes e até algum julgamento. A questão que colocamos é se o comportamento destas previsões partilha características das previsões teóricas e empíricas produzidas por típicos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE). Chamaremos ao primeiro conjunto de previsões “Profissionais” e ao segundo “Racionais”.

Vemos as previsões Profissionais como a melhor *proxy* disponível para as previsões produzidas por agentes bem informados, sendo uma referência natural com a qual se confrontam as previsões produzidas por agentes racionais que vivem numa economia-modelo que é levada a sério. Avaliaremos o ajustamento dos modelos aos dados analisando as diferenças entre o desempenho relativo das previsões Racionais vs Profissionais, dando especial atenção à variância do erro de previsão em função do horizonte de previsão, bem como para a velocidade com a qual esta converge para uma constante (a velocidade com que as previsões convergem para a média não condicional das variáveis em análise). Vemos este exercício como útil para compreender em que dimensões (ou para que variáveis) modelos teóricos fornecem uma descrição razoável do processo (ou velocidade) de convergência da economia para o estado estacionário. Interpretaremos pequenas diferenças na precisão das previsões (em função do horizonte de previsão) nos dois mundos (racional e profissional), como sinal de que o modelo é capaz de replicar uma dimensão importante dos dados observados.

A nossa economia-modelo de referência será a discutida em Smets e Wouters (2007) nas suas versões *neo-Keynesiana* (NK) e *Real Business Cycle* (RBC) (ou seja, com e sem rigidezes nominais). A comparação dos dois paradigmas é instrutiva. Na verdade, rigidezes nominais (juntamente com fricções reais que acrescentam persistência como a formação de hábito no consumo e custos de ajustamento do investimento) são frequentemente incorporadas com a justificação de que permitem aos modelos replicar a persistência da resposta a vários choques identificados com autorregressões vetoriais, *i.e.*, funções impulso-resposta que ainda estão “vivas” após horizontes superiores a dois ou três anos. Tal comportamento traduz-se em previsibilidade teórica das variáveis correspondentes a horizontes muito longos. No entanto, iremos concluir que para o crescimento de variáveis reais tais como consumo, investimento ou o produto, os profissionais não superam uma simples média a horizontes superiores a 3 ou 4 trimestres. A exceção relevante ocorre com a taxa de desemprego (que tomamos como uma *proxy* para as horas trabalhadas no modelo teórico). No caso das taxas de juro nominais quer os Profissionais quer agentes que conhecem a economia (quando esta tem preços-salários rígidos) podem formar previsões que são superiores à média a horizontes muito longos (o que modelos simples também podem, devido à elevada persistência das taxas nominais). Para a inflação, os Profissionais ainda batem a média após cinco trimestres, embora modestamente, enquanto o modelo com preços-salários rígidos (com parametrizações standard) ainda está afastado da média do processo a horizontes longos, claramente em desacordo com os dados. A versão RBC é omissa em relação a taxas nominais e inflação mas fornece previsões de variáveis reais que estão mais próximas (em termos de desempenho relativo em relação à média não-condicional e velocidade de convergência) das previsões Profissionais. A exceção notável diz respeito a horas. Usando estes modelos para prever dados observados, concluímos que o desempenho é extremamente fraco, mas em menor grau com a versão RBC (principalmente porque as previsões convergem para a média não condicional mais rapidamente). Novamente, a exceção a este padrão é encontrada com horas / desemprego.

O resto do artigo está organizado da seguinte forma: a secção 2 mostra que, para um amplo conjunto de variáveis, o poder preditivo das previsões Profissionais desaparece rapidamente com o aumento do horizonte de previsão, ou seja, os ganhos (se os houver) que se obtêm usando estas previsões, em vez de uma estimativa (em tempo real) da média não-condicional das variáveis, são pequenas. A secção 3 confronta estes factos com o desempenho teórico e empírico de um modelo DSGE padrão. A secção 4 dá uma atenção especial ao que sucede durante recessões e a secção 5 conclui.

## 2. Previsões Profissionais: poder preditivo

Avaliamos o poder preditivo das previsões Profissionais nos EUA, medindo simplesmente o seu desempenho em relação a uma estimativa da média não-condicional das variáveis analisadas<sup>1</sup>. Desta forma, investigamos o conteúdo informativo destas previsões e até quando (em termos de horizonte de previsão) elas fornecem sinal relevante em relação ao que pode ser visto como uma previsão de estado estacionário. É ainda cedo para fazer uma análise semelhante e conclusiva com dados da área do euro, devido a restrições de dimensão da amostra, enquanto que para os propósitos do nosso estudo a origem dos dados não é relevante.

### 2.1. Dados

Analizamos 15 indicadores macroeconómicos do-Phil SPF<sup>2</sup>, a saber: Produto nominal medido pelo PNB / PIB (NOUTPUT), Produto real medido pelo PNB real / PIB real (ROUTPUT), Índice de Produção Industrial - Total (IPT), Despesas de Consumo - Total (RCON), as exportações líquidas (NETEXP), Deflator do PIB (GDPDEF), Índice de Preços no Consumidor (IPC), o Investimento Privado Bruto Real - Residencial (RINVRESID), o Investimento Privado Bruto Real - Não residencial (RINVBF), Gastos públicos - Estaduais e Administração local (RGLS), Gastos públicos - Federal (RGF), Habitações Iniciadas (HSTARTS), Desemprego (UNRATE), Taxa de juro nominal a 3 meses (T-bill, TB3MS) e Taxa dos T-bonds a 10 anos (GS10). Todos os dados são agregados trimestralmente (como médias) quando necessário (por forma a sermos consistentes com as variáveis previstas no Phil-SPF) e, exceto para taxas de juro e desemprego, todos os dados estão em taxas de variação. Olhamos apenas para as estimativas pontuais, definindo-as como a mediana das previsões dos respondentes em cada versão do inquérito (resultados com a média são muito semelhantes). As previsões pontuais dos respondentes são geralmente próximas da tendência central das suas distribuições subjetivas (e.g., Engelberg *et al.* 2009) havendo ainda evidência clara de que esta agregação produz previsões que são, em geral, superiores às previsões individuais. Obviamente, uma não tão simples agregação pode resultar em previsões superiores, mesmo quando há (como no Phil-SPF) entrada e saída de analistas, ver Capistrán e Timmerman (2009).

As previsões do *Fed Green-book* não serão analisadas aqui, por favor consulte a versão *working paper* deste artigo, mas podemos referir que as previsões do Phil-SPF representam de facto a melhor prática, ou algo muito próximo da melhor prática, no universo das previsões Profissionais. Em todo caso, devemos referir que Romer e Romer (2000), usando dados até 1991, mostraram que as previsões do Fed Green Book para a inflação e PIB real são estatisticamente não enviesadas e dominam as do setor privado (sugerindo que a Reserva Federal possuiria mais informação do que a conhecida por outros analistas). O período da Grande Moderação<sup>3</sup> entre 1982-2007 tem afetado as propriedades de muitas séries temporais bem como o desempenho das previsões Profissionais. Em particular, D'Agostino e Whelan (2008) mostram que o superior desempenho das previsões do *Fed Green-book* se deteriorou consideravelmente após 1991, com o Phil-SPF assumindo a liderança. Chegámos a conclusões semelhantes. Assim, concentramos-nos exclusivamente nas previsões do Phil-SPF, considerando-as como uma *proxy* das melhores previsões produzidas por agentes bem informados na economia.

1 A análise da performance da previsão Phil-SPF é realizada rotineiramente no Federal Reserve Bank de Filadélfia, ver Stark (2010) para uma discussão recente.

2 Para uma descrição completa do Phil-SPF ver <http://www.philadelphiafed.org/research-and-data/real-time-center/survey-of-professional-forecasters/spf-documentation.pdf> bem como Zarnowitz (1969), Zarnowitz e Braun (1992) e Croushore (1993).

3 Ver, por exemplo, McConnell e Perez-Quiros (2000), Stock e Watson (2003) e Giannone, Lenza e Reichlin (2008).

## 2.2. Metodologia

Começamos a nossa análise obtendo os dados para os EUA da *vintage* em tempo real 1968T1 1981T3  $h$  trimestres  $h = 1, \dots, 5$ , i.e., a série de dados que estava de facto disponível em 1981T3- $h$ . Em seguida, estimamos a média não condicional das variáveis em análise calculando simplesmente a média amostral de cada variável para esta *vintage*, que é a nossa previsão de referência para 1981T3. Calculam-se também previsões obtidas através de um modelo autorregressivo direto (AR) usando dados até 1981T3- $h$ . Repetimos esse procedimento usando a *vintage* de 1968T4 até 1981T4- $h$ ,  $h = 1, \dots, 5$  e assim sucessivamente até 2009T2. Deve notar-se que a maioria das variáveis está disponível com um atraso de um trimestre. Assim, para comparar corretamente estas previsões *benchmark* com as do Phil-SPF, redefinimos o horizonte de previsão para que os conjuntos de informação disponíveis a cada método coincidam aproximadamente (assim, as previsões referentes a  $h$  trimestres adiante, com  $0 \leq h \leq 4$ , do Phil-SPF, serão considerada como previsões a  $h + 1$  trimestres adiante, dado que, a cada momento, a última observação disponível da variável a ser prevista não se refere em geral ao momento em que é realizada a previsão<sup>5</sup>, que é aproximadamente o meio do trimestre pelo menos desde 1990T3<sup>6</sup>.

Em seguida, comparamos a precisão das previsões calculando o rácio da raiz do erro quadrático médio de previsão (REQMP) obtido com o Phil-SPF e com o modelo AR face ao obtido com a média em tempo real. Deve notar-se que o erro de previsão é definido como a diferença entre a previsão e a observação correspondente da última série dos dados disponíveis (resultados considerando a série disponível  $h$  trimestres depois do momento de previsão alteram pouco os resultados, pelo menos em termos relativos, ver também Stark 2010 para uma análise aprofundada deste assunto). Seguindo Fair e Shiller (1989) estimamos também a seguinte regressão:

$$y_{t+h} = \alpha + \beta_0 f_{t+h}^{\text{real}} + \beta_1 f_{t+h}^x + \varepsilon_{t+h} \quad (1)$$

onde  $y_{t+h}$  é a observação da variável a ser prevista,  $f_{t+h}^{\text{real}}$  é a previsão obtida com a média em tempo real,  $f_{t+h}^x$  é a previsão obtida com o método candidato  $x$ , no nosso caso tanto o AR como as previsões Profissionais e  $\varepsilon_{t+h}$  é um erro de regressão. Obviamente, se  $\beta_1 \neq 0$  as previsões do método candidato  $x$  acrescentam informação relativamente à média não condicional. Quer os rácios REQMP quer os coeficientes  $\beta_1$  são calculados e apresentados para toda a amostra bem como para uma agregação de trimestres de recessão, tal como definida pelo *National Bureau of Economic Research (NBER)*.

É importante notar que uma previsão com um desempenho semelhante ao da estimativa da média não condicional em termos de REQMP (ou mesmo quando  $\beta_1 = 0$ ) pode, contudo, ser útil se prever a direção da mudança na série mais frequentemente (Joutz e Stekler, 2000). Examinaremos a precisão das previsões da direção de mudança através da construção da seguinte tabela de contingência  $2 \times 2$ , em que os dados observados e as previsões em cada trimestre são classificadas de acordo com (i) a mudança da variável é positiva (+) ou negativa / zero (-, 0), e (ii) a previsão antecipou correta ou incorretamente o sinal da mudança:

4 Estas séries foram obtidas no site do Fed de Filadélfia. <http://www.phil.frb.org/research-and-data/real-time-center/real-time-data/data-files/>. Ver, por exemplo, Croushore e Stark (2001, 2003) para uma discussão dos dados em tempo real.

5 Tal não se aplica, por exemplo, a taxas de juro, cuja média trimestral deve ser prevista, mas que estão obviamente disponíveis no meio do trimestre, quando a previsão é feita.

6 O calendário do anteriormente chamado inquérito da *American Statistical Association/NBER* (que passou a ser responsabilidade do Fed de Filadélfia) não é conhecido exatamente, mas acredita-se que é semelhante ao seguido hoje em dia pelo Phil-SPF.

Tabela de contingência			
$n_{11}$	$: \Delta y_{t+h}(+), \Delta f_{t+h}^{xx}(+)$	$n_{12}$	$: \Delta y_{t+h}(-, 0), \Delta f_{t+h}^{xx}(+)$
$n_{21}$	$: \Delta y_{t+h}(+), \Delta f_{t+h}^{xx}(-, 0)$	$n_{22}$	$: \Delta y_{t+h}(-, 0), \Delta f_{t+h}^{xx}(-, 0)$

onde a mudança observada é  $\Delta y_{t+h} = y_{t+h} - y_t$  e a mudança prevista é  $\Delta f_{t+h}^{xx} = f_{t+h}^{xx} - y_t$ . Note-se que  $y_t$  i.e. o valor mais recente (trimestral), conhecido no momento da previsão. As células da diagonal principal incluem o número de previsões acertadas e as restantes o número de previsões incorretas. Em seguida, testamos a hipótese nula de não associação entre a frequência de mudanças observadas e previstas (porque mudanças corretamente previstas ocorrerão sempre, o que importa é saber se a sua frequência é maior do que a esperada caso as observações e as previsões fossem independentes).

## 2.3. Resultados e Discussão

### 2.3.1. Precisão das previsões

Os principais resultados empíricos em relação à precisão das previsões do Phil-SPF são apresentados no quadro 1, referente às 15 variáveis macroeconómicas definidas anteriormente. Esta contém a REQMP do modelo AR e das previsões do Phil-SPF em relação à previsão de referência (média em tempo real), bem como a estimativa de  $\beta_1$  na equação (1) obtida por mínimos quadrados, em diferentes horizontes de previsão. Os resultados são apresentados para a amostra completa e para uma agregação de períodos de recessão. As principais conclusões são as seguintes:

- considerando a amostra completa, as previsões do Phil-SPF contêm sinal relativamente à previsão de referência (média em tempo real) apenas até  $h = 2$  quando se analisa para a significância dos coeficientes  $\beta_1$ . As exceções são as previsões do Phil-SPF em relação à inflação (IPC), desemprego e às previsões das taxas de juro ao longo dos diferentes horizontes de previsão e RGLS (crescimento do Consumo e do investimento bruto dos Estados e Administração Local) até  $h = 4$ .
- considerando a amostra completa, a REQMP relativa (à média em tempo real) das previsões Phil-SPF é claramente inferior a um para todos os horizontes apenas no caso de desemprego, taxas de juro e, em menor medida, inflação (IPC e deflator do PIB). No caso das taxas de juro a 10 anos a performance do AR supera a do Phil-SPF enquanto na taxa a 3 meses o inverso é verdadeiro. Para o PIB (nominal e real) e, especialmente, produção industrial, habitações iniciadas e as exportações líquidas este rácio indica previsões do Phil-SPF inúteis em horizontes superiores a  $h = 2$ . Para o consumo, investimento (Residencial e não residencial) e os gastos do Governo (federal e local), ainda há superioridade em média (em relação à média em tempo real) nos horizontes  $h = 3, 4, 5$ . Nestes casos, no entanto, seria em geral suficiente usar um simples AR já que a REQMP relativa compara favoravelmente com a do Phil-SPF.
- para todas as variáveis, exceto (de novo) taxas de juro, inflação e desemprego, as previsões Phil-SPF (e AR) que correspondem a períodos de recessão têm um desempenho muito pobre em relação à média em tempo real, exceto quando  $h = 1$ . Posteriormente, a REQMP relativa é superior à obtida com a amostra completa, e com mais frequência ultrapassa 1. Esta evidência está em linha com, por exemplo, Zarnowitz (1992), Zarnowitz e Braun (1992), McNees (1992) e McNees e Ries (1983), que relataram uma série de erros sistemáticos cometidos pelos profissionais relativamente a períodos de recessão. Para  $h = 2$ ,  $\beta_1$  é, ainda assim, significativo para as previsões do Phil-SPF no caso do consumo e para as previsões AR no caso de gastos públicos dos estados e administração local, investimento privado não residencial e produção industrial, apesar da REQMP relativa estar acima de 1.

Quadro 1 (continua)

Espec. Horizonte		CAPACIDADE PREDITIVA DO PHILADELPHIA SURVEY OF PROFESSIONAL FORECASTERS																						
		1					2					3					4					5		
Média (REQMP)	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF OLS	$\beta_1$ SPF- OLS	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF OLS	$\beta_1$ SPF- OLS	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF OLS	$\beta_1$ SPF- OLS	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF OLS	$\beta_1$ SPF- OLS	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF OLS	$\beta_1$ SPF- OLS				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)				
PNB/PIB NOMINAL (NOUTPUT)																								
Completa	2.93	1.06	0.04	0.68	0.11**	1.13	0.01	0.81	0.11*	1.18	0.03	0.93	0.05	1.19	0.02	0.99	0.03	1.21	-0.004	1.07	0.02			
Rec.	3.29	1.48	0.1	0.79	0.12	1.55	0.22	1.05	0.09	1.64	0.09	1.30	0.02	1.62	0.32	1.42	0.01	1.66	0.41*	1.56	0.02			
PNB/PIB REAL (ROUTPUT)																								
Completa	3.02	0.86	0.03	0.66	0.26***	0.89	0.07	0.78	0.21*	0.94	0.15	0.91	0.01	0.96	0.38	0.96	-0.09	1.01	0.13	0.98	-0.03			
Rec.	3.05	1.30	-0.01	0.72	0.11	1.36	0.11	1.05	-0.15	1.45	0.09	1.33	-0.31	1.48	0.88*	1.46	-0.34*	1.52	0.58	1.49	0.31*			
ÍNDICE PRODUÇÃO INDUSTRIAL – TOTAL (IPT)																								
Completa	4.92	0.76	0.75***	0.65	0.49***	0.94	1.85***	0.91	0.23	0.98	1.71***	1.07	-0.12	1.16	0.2	1.13	-0.23	1.18	-0.18	1.18	-0.27			
Rec.	5.84	0.92	0.73***	0.76	0.52***	1.24	0.56***	1.19	0.13	1.30	0.52***	1.48	-0.2	1.59	0.36	1.59	-0.25	1.59	-0.24	1.66	-0.23			
DESPESAS CONSUMO – TOTAL (RCON)																								
Completa	2.87	0.75	0.35*	0.68	0.42***	0.76	0.33	0.74	0.57**	0.77	0.35	0.78	0.35	0.8	0.69	0.84	-0.24	0.86	-0.15	0.83	0.34			
Rec.	2.02	1.25	0.37	0.97	0.29*	1.28	0.38	1.10	0.45**	1.33	0.5	1.18	-0.19	1.49	0.91**	1.42	-0.45	1.58	-0.001	1.42	0.23			
ÍNDICE PREÇOS CONSUMIDOR (CPI)																								
Completa	2.13	1.41	-0.28	0.56	1.40***	1.44	-0.38	0.78	0.78***	1.46	-0.35	0.85	0.56***	1.50	-0.24	0.88	0.42***	1.56	-0.15	0.89	0.39**			
Rec.	3.17	1.24	-0.06	0.51	0.89***	1.28	-0.22	0.74	0.52**	1.30	-0.11	0.81	0.46**	1.34	-0.07	0.85	0.43**	1.35	-0.07	0.86	0.41**			
INVESTIMENTO PRIVADO BRUTO REAL – RESIDENCIAL (RINVRRESID)																								
Completa	19.76	0.6	0.19*	0.61	0.21***	0.73	0.41***	0.76	-0.02	0.81	0.59***	0.88	-0.05	0.86	0.11	0.95	-0.12	0.87	0.09	0.97	-0.17*			
Rec.	20.27	0.55	0.09	0.42	0.04	0.79	0.29	0.76	-0.12	0.91	0.52	1.02	-0.03	0.95	0.06	1.17	-0.08	0.95	0.15	1.19	-0.07			
INVESTIMENTO PRIVADO BRUTO REAL – NÃO RESIDENCIAL (RINVBFR)																								
Completa	10.20	0.83	0.20***	0.65	0.19*	0.84	0.23**	0.73	0.18	0.91	0.22	0.79	0.2	0.99	0.08	0.9	0.15	1.05	-0.18	0.94	0.16			
Rec.	11.61	1.02	0.24*	0.71	-0.02	1.07	0.32	0.78	-0.26	1.16	0.54	0.88	-0.26	1.22	0.65	1.00	-0.24	1.30	0.11	1.08	0.17			
GASTOS PÚBLICOS REAIS – ESTADUAIS E ADMINISTRAÇÃO LOCAL (RGLS)																								
Completa	3.02	0.83	0.31*	0.82	0.19***	0.84	0.16	0.82	0.35***	0.82	0.11	0.83	0.24*	0.82	0.36**	0.85	0.48***	0.83	0.49**	1.01	0.06			
Rec.	2.61	1.08	0.73***	1.08	0.001	1.05	0.41**	1.04	-0.06	1.04	0.14	1.03	-0.06	1.03	0.43**	0.98	0.19	1.05	0.56**	0.99	-0.01			

Quadro 1 (continuação)

CAPACIDADE PREDITIVA DO PHILADELPHIA SURVEY OF PROFESSIONAL FORECASTERS																							
Espec. Horizonte	1					2					3					4				5			
	Média (REQMP)	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF	$\beta_1$ SPF OLS	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF	$\beta_1$ SPF OLS	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF	$\beta_1$ SPF OLS	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF	$\beta_1$ SPF OLS	REQMP Rel. AR	$\beta_1$ AR OLS	REQMP Rel. SPF	$\beta_1$ SPF OLS		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)			
<b>GASTOS PÚBLICOS REAIS – FEDERAIS (RGF)</b>																							
Completa	7.22	1.03	-0.03	0.95	-0.11**	1.02	0.08	0.96	-0.01	1.08	0.06	0.98	0.08	1.06	0.01	1.01	0.11	1.01	0.06	0.96	0.06		
Rec.	7.52	1	-0.002	0.89	0.17***	0.86	0.09	0.91	-0.13	1.02	-0.01	0.93	-0.04	1.04	0.02	0.98	-0.08	0.92	0.16	0.97	-0.07		
<b>HABITAÇÕES INICIADAS (HSTARTS)</b>																							
Completa	29.32	1.02	0.39	0.84	1.02***	1.04	0.04	1.03	0.72**	1.10	-0.92	1.11	0.42	1.07	0.03	1.18	-0.14	1.05	0.83	1.16	-0.29		
Rec.	34.00	0.88	0.39	0.59	1.55***	0.96	-0.79	1.21	0.61	1.05	-7.44**	1.37	0.56	0.97	-0.19	1.46	0.4	0.94	0.77	1.37	0.75		
<b>DEFLATOR DO PIB (GDPDEF)</b>																							
Completa	1.92	1.43	0.22	0.67	0.49***	1.44	0.14	0.7	0.58***	1.44	0.08	0.72	0.63***	1.53	0.07	0.75	0.65***	1.59	0.07	0.77	0.53***		
Rec.	2.15	1.56	0.04	0.72	0.44*	1.58	-0.26	0.73	0.52**	1.59	-0.14	0.75	0.67**	1.68	0.03	0.77	0.63**	1.67	-0.04	0.76	0.55**		
<b>TAXA DE DESEMPREGO (UNRATE)</b>																							
Completa	1.71	0.21	-0.03	0.2	-0.06*	0.22	0.02	0.22	-0.09**	0.25	0.03	0.24	0.09	0.33	0.04	0.3	0.12*	0.41	0.04*	0.36	0.11**		
Rec.	2.23	0.26	-0.01	0.24	-0.14*	0.28	0.11	0.25	-0.15**	0.31	0.14*	0.28	0.26*	0.37	0.13**	0.3	0.25***	0.39	0.12*	0.37	0.22***		
<b>EXPORTAÇÕES LÍQUIDAS (NETEXP)</b>																							
Completa	55.59	0.89	-0.04	2.32	0.02***	0.46	-0.22	2.00	-0.02	1.21	-0.07	1.98	-0.01	0.99	-0.06	1.77	-0.02	1.19	-0.05	1.68	-0.02		
Rec.	111.91	0.12	-0.02	0.29	0.42	0.07	-0.24	0.27	0.56	0.09	-0.32	0.28	0.47	0.1	-0.41	0.28	0.15	0.14	-0.49	0.29	0.01		
<b>TAXA DE JURO T-BOND 10 ANOS (GS10)</b>																							
Completa	1.98	0.14	0.89***	0.38	0.69***	0.16	0.81	0.33	1.04***	0.19	0.71***	0.32	1.08***	0.22	0.69***	0.32	1.08***	0.26	0.64***	0.33	1.06***		
Rec.	2.58	0.07	0.73***	0.25	-0.08	0.11	0.72***	0.23	0.93***	0.16	0.56***	0.21	1.03***	0.19	0.49***	0.21	1.04***	0.24	0.44***	0.21	1.08***		
<b>TAXA DE JURO T-BILL 3 MESES (TB3MS)</b>																							
Completa	2.01	0.32	0.96***	0.09	0.99***	0.33	1.07***	0.22	0.99***	0.37	1.07***	0.25	1.02***	0.46	1.05***	0.28	1.08***	0.53	1.24***	0.33	1.15***		
Rec.	2.83	0.36	0.87***	0.09	1.05***	0.33	1.00	0.28	1.02***	0.32	0.99***	0.28	1.06***	0.35	0.98***	0.26	1.14***	0.40	1.15***	0.27	1.24***		

Fonte: Cálculos do autor.

**Notas:** A tabela sumaria a análise da capacidade de previsão em relação às 15 variáveis referidas no texto. As linhas "Completa" referem-se à amostra completa (1981:3-2009:2) e as "Rec" a períodos de recessão – combinação das 4 recessões identificadas pelo NBER. O resto da tabela está organizado da seguinte forma: a linha 2 indica a especificação; a linha 3 indica o horizonte de previsão de  $h=1$  a  $h=5$ . A coluna 1 indica a Raiz do Erro Quadrático Médio (REQMP) associado ao uso da média em tempo real como previsão para cada "vintage" de dados (disponível em <http://www.phil.frb.org/research-and-data/real-time-center/real-time-data-files/>). As colunas 2, 6, 10, 14 e 18 contêm a REQMP obtida com um processo auto-regressivo (AR) relativamente ao REQMP obtido com a média em tempo real – um valor superior a 1 indica que o REQMP do AR é superior ao REQMP obtido com a média em tempo real. Tal é enfatizado com células sombreadas. As colunas 4, 8, 12, 16 e 20 contêm a REQMP relativa obtidas com as previsões do *Survey of Professional Forecasters* (SPF). As colunas 3, 7, 11, 15 e 19 (5, 9, 13, 17 e 21) reportam os coeficientes  $\beta_1$  de estimação por mínimos quadrados (OLS) da equação (1) com diferentes horizontes para comparação da média em tempo real com as previsões AR (respetivamente, SPF, \*\*\*, \*\*\*, \*\*\*) representam significância nos níveis 10, 5 e 1% respetivamente (i.e., rejeição da hipótese nula de que o coeficiente  $\beta_1$  é zero).

Em resumo, este exercício mostra que para a maioria das variáveis a estimativa em tempo real da média não-condicional é uma previsão difícil de bater, mesmo a horizontes curtos. Quanto ao desemprego, taxas de juro nominais e inflação, as previsões profissionais contêm informação relevante. Nestes casos, porém, é mais claro que a distância entre estas previsões e a média em tempo real média é exacerbada, no sentido em que é suposto a última medir um valor de estado estacionário, que mais obviamente pode ter sido variável ao longo da amostra (por exemplo, devido a mudanças na política monetária ou nas instituições do mercado de trabalho). Tal não é prejudicial para os nossos propósitos, uma vez que nos permite referir esta distância como um limite superior ao que um modelo teórico (que não considera alterações na política monetária ou nas instituições do mercado de trabalho) deveria alcançar em relação a uma previsão de estado estacionário.

### 2. 3. 2. Precisão do sinal das previsões

O quadro 2 apresenta os *p-values* para o teste associado à tabela da secção 2.2, para a hipótese nula de não associação entre as alterações de sinal observadas e as previstas pelo Phil-SPF e pela média em tempo real. Em primeiro lugar, é claro que a maioria dos *p-values* para Phil-SPF e para a média em tempo real são inferiores a 0,1, ou a hipótese nula de não associação entre as mudanças de sinal e suas previsões é rejeitada, indicando que, em geral, estas previsões prevêm com precisão a direção da mudança na série observada com maior frequência do que a sorte determinaria. O que é mais interessante para os nossos propósitos é comparar o comportamento das previsões profissionais com as da previsão de referência (média em tempo real). Em primeiro lugar, observamos que para  $h = 1, 2$  as previsões Phil-SPF são, em geral, claramente mais informativas do que a média de tempo real (*p-values* associados inferiores), de acordo com este critério. Em segundo lugar, para o PIB real previsões do Phil-SPF não são claramente mais úteis do que a previsão de referência para  $h = 3, 4, 5$ . Mas o principal resultado que emerge do quadro 2 é que em horizontes superiores a  $h = 2$  e para todas as variáveis exceto as taxas de juros, inflação medida pelo IPC, desemprego e em menor grau gastos dos estados e administração local, a hipótese nula de não associação (previsão da direção da mudança não útil) é rejeitada tanto para Phil-SPF como para a média em tempo real, ou, quando a hipótese nula não é rejeitada para as previsões de Phil-SPF, é frequentemente rejeitada no caso da média em tempo real. Em resumo, a mensagem principal é que (com as exceções mencionadas) o conteúdo informativo marginal das previsões Profissionais em relação ao *benchmark* se torna baixo quando o horizonte de previsão é superior a 2/3 trimestres, em linha com a sub-secção anterior.



**Quadro 2**
**TESTES DE PRECISÃO NA PREVISÃO DE MUDANÇA DE SINAL PHIL-SPF | MÉDIA EM TEMPO REAL**

H	Variável	p-value	
		Phil-SPF	Tempo Real
1	NOUTPUT	0.00	0.03
2		0.00	0.06
3		0.17	0.15
4		0.16	0.11
5		0.08	0.14
1	IPT	0.15	0.09
2		0.08	0.16
3		0.07	0.16
4		0.17	0.14
5		0.17	0.16
1	HSTARTS	0.00	0.05
2		0.00	0.00
3		0.05	0.15
4		0.15	0.16
5		0.03	0.15
1	RCONS	0.00	0.13
2		0.00	0.07
3		0.00	0.15
4		0.02	0.03
5		0.00	0.05
1	RINBF	0.00	0.08
2		0.00	0.07
3		0.01	0.07
4		0.01	0.06
5		0.00	0.07
1	RINVRESID	0.04	0.14
2		0.01	0.17
3		0.00	0.00
4		0.00	0.00
5		0.00	0.00
1	RGF	0.00	0.18
2		0.00	0.13
3		0.19	0.00
4		0.11	0.00
5		0.19	0.00
1	RGLS	0.00	0.16
2		0.00	0.17
3		0.09	0.08
4		0.05	0.15
5		0.08	0.16
1	UNRATE	0.00	0.15
2		0.00	0.16
3		0.00	0.16
4		0.00	0.16
5		0.03	0.15
1	NETEXP	0.11	0.02
2		0.11	0.03
3		0.15	0.03
4		0.15	0.02
5		0.16	0.02
1	CPI	0.00	0.01
2		0.00	0.00
3		0.06	0.14
4		0.01	0.11
5		0.02	0.12
1	TB3MS	0.00	0.09
2		0.00	0.09
3		0.00	0.09
4		0.00	0.17
5		0.00	0.16
1	GS10	0.00	0.19
2		0.00	0.16
3		0.00	0.16
4		0.00	0.15
5		0.00	0.17
1	GDPDEF	0.01	0.02
2		0.00	0.05
3		0.16	0.03
4		0.12	0.03
5		0.16	0.03
1	ROUTPUT	0.00	0.14
2		0.00	0.15
3		0.11	0.17
4		0.14	0.11
5		0.10	0.17

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: P-value (do teste exato de Fisher) para teste da hipótese nula de não associação entre a direção de mudança

$$\Delta Y_{t+h} = Y_{t+h} - Y_{t-1} \text{ e a prevista } \Delta \hat{Y}_{t+h} = \hat{Y}_{t+h} - Y_{t-1}.$$

### 3. Como prevê um modelo DSGE standard?

#### 3.1. Modelo

Caminhamos agora para o núcleo do artigo, comparando os resultados acima com a performance de previsões teóricas e empíricas do modelo de média dimensão analisado e estimado em Smets e Wouters (2007) (doravante SW07), baseado em Smets e Wouters (2003) e Christiano *et al.* (2005). O modelo tem muitos dos ingredientes agora populares na crescente literatura DSGE<sup>7</sup>, incluindo concorrência monopolística nos mercados de bens e de trabalho, ingredientes que visam melhorar o ajuste dos modelos aos dados tais como formação de hábito no consumo, custos de ajustamento do investimento, utilização de capacidade variável (todos implicando a ampliação dos efeitos de choques) e, crucialmente, fricções nominais, como rigidezes de preços e salários, juntamente com mecanismos de indexação *backward-looking*. A política monetária segue uma regra de Taylor e tem efeitos reais quando as fricções nominais são importantes. São considerados sete choques (produtividade total dos fatores, produtividade do investimento, política monetária, consumo público, prémio de risco juntamente com choques de *markup* nos preços e salários), bem como sete variáveis observadas: produção, consumo, investimento, salários (todos em diferenças de logaritmos, ou taxas de crescimento), bem como inflação, taxas de juro nominais e (logaritmo de) horas.

Usamos exatamente o tratamento dos dados em SW07, o que implica que a correspondência entre as variáveis no modelo e as do Phil-SPF não é perfeita. Especificamente, as variáveis observadas em SW07 para o produto, consumo, investimento e salários são expressas em termos per capita (população em idade ativa) e as taxas de juro nominais são medidas com a taxa de juro dos fundos da Reserva Federal (no entanto, esta é muito semelhante à taxa da T-bill a 3 meses do Phil-SPF). A medida de inflação no modelo é o deflator do PIB (ou seja, com correspondência no Phil-SPF), enquanto (menos) o desemprego no Phil-SPF, embora acompanhe de perto a variação nas horas, deriva de alguma forma do conceito no modelo.

Analisaremos a performance em termos de previsão de duas versões de SW07: o original apresentando rigidezes nominais, ou *neo-keynesiana* (NK), e outra em que eliminamos essas rigidezes (versão RBC, onde se reduzem as variáveis observadas por eliminação da inflação e da taxa de juro nominal). Usamos os parâmetros estimados por Smets e Wouters (moda da distribuição à posteriori, resultante da combinação da função de verosimilhança com as distribuições à priori independentes dos 41 parâmetros estruturais incluídos no modelo), utilizando dados de 1984T1 até 2004T2. Escolhemos esta amostra para evitar conflitos sobre a início da "Grande Moderação" e mudanças prováveis na política monetária no período que se inicia em 1966T1 (início da amostra em SW07). Provavelmente vamos contra a versão RBC ao não reestimarmos o modelo, ou seja, mantemos fixos os parâmetros estruturais não relacionados com rigidezes nominais. Previsões das variáveis observadas são o valor esperado condicional dado o modelo e são obtidos com o filtro de Kalman, que é também usado para calcular as covariâncias teóricas dos erros de previsão a vários horizontes<sup>8</sup>.

Começamos com uma análise teórica da previsibilidade das variáveis resultante do modelo, isto é, supomos que o modelo é a economia e calculamos analiticamente o desvio-padrão dos erros de previsão a vários horizontes. A dimensão da amostra (artificial) é fixada em  $T = 160$  trimestres (pensando em 40 anos de pós-guerra). O gráfico 1 apresenta a raiz do erro quadrático médio de previsão em rácio do desvio

<sup>7</sup> Ver, e.g., Adolfson *et al.* (2007, 2008) e Christiano *et al.* (2009) para mais (e crescentes) modelos.

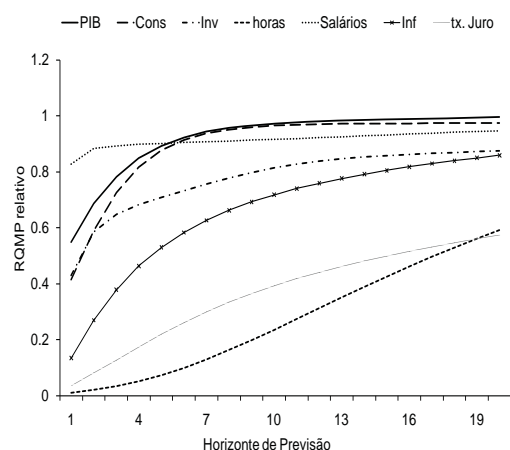
<sup>8</sup> Para a análise teórica, tal só significa que os agentes utilizariam um critério de erro quadrático médio para indicar estimativas pontuais, ou seja, os agentes conhecem os parâmetros do modelo e produzem o valor esperado condicional dado o modelo em *state space*. Em relação ao comportamento empírico dos modelos, é justo dizer que a estimação Bayesiana dos modelos tornaria natural a utilização da densidade das observações futuras para cálculo das previsões, ver, por exemplo, Adolfson, Lindé, e Villani (2007).

padrão das variáveis para o produto, consumo, investimento, inflação, horas, taxa de juro nominal e salários do modelo SW07 (versão NK). Como facilmente se conclui, para a taxa de juro nominal, inflação, mas também horas, há uma previsibilidade muito significativa em horizontes curtos, a REQMP relativo converge lentamente e após 20 trimestres essa proporção ainda se situa em torno de 0,4 para a inflação e taxa de juro nominal e em torno de 0,7 para horas. Para o produto, consumo e investimento o nível inicial situa-se no intervalo 0,45-0,55 mas a convergência é rápida exceto para o investimento. Salários é a variável menos previsível, com um REQMP relativo começando em torno de 0,8. Tudo isto significa que um agente racional compreendendo esta economia deveria ser capaz de prever de forma muito mais eficiente do que usando a média não condicional no caso de horas, inflação e taxa de juro nominal, mesmo em horizontes muito longos. Para o consumo, produção e especialmente o investimento, este agente ainda bate claramente a média a um horizonte de 6 trimestres.

No caso da versão RBC (Gráfico 2) as conclusões são naturalmente muito diferentes. O modelo torna-se silencioso em relação à inflação e taxa de juro nominal, mas para as demais variáveis a convergência da REQMP para o desvio padrão das variáveis é muito mais rápida. Para o produto, a REQMP relativa inicia-se em torno de 0,8 e supera os 0,9 rapidamente. Para o consumo e investimento a velocidade de convergência é menor mas claramente superior à observada na versão do modelo com preços / salários rígidos. Para os salários, só há previsibilidade significativa a 1 trimestre, para horas a convergência da REQMP para o desvio padrão é lenta, mas a um nível claramente superior ao da versão NK. É importante notar que esta característica do modelo NK específico aqui analisado é certamente comum a qualquer modelo com fricções nominais e com um importante mecanismo de indexação de preços e salários (a um objetivo da inflação, à inflação corrente ou a uma combinação dos dois), destinado a racionalizar a persistência da inflação, ver, por exemplo, os modelos DSGE em Christiano *et al.* (2005), Adolfson *et al.* (2007), Ireland (2007) ou Schorfheide (2005). Tal sucede porque a indexação gera grande persistência na inflação e em outras variáveis (e, portanto, forte previsibilidade). Dito de outra forma, qualquer desvio da inflação em relação a um objetivo de inflação (do banco central) neste tipo de mundo representa um desvio persistente (previsível) da economia em relação ao estado estacionário.

Gráfico 1

EVOLUÇÃO DA REQMP RELATIVA DE SW07 |  
VERSÃO NK

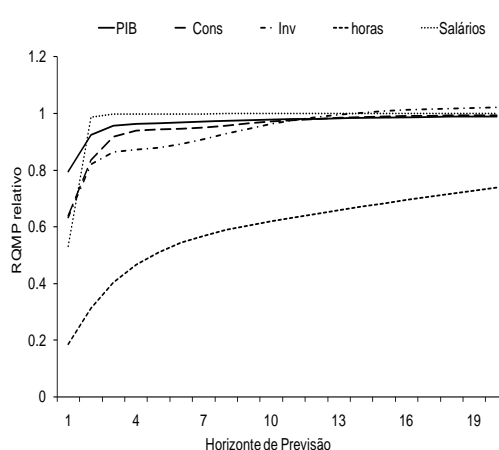


Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Esta figura apresenta a REQMP relativa (ao desvio padrão das variáveis) para os horizontes  $h=1, \dots, 20$ .

Gráfico 2

EVOLUÇÃO DA REQMP RELATIVA DE SW07 |  
VERSÃO RBC



Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Esta figura apresenta a REQMP relativa (ao desvio padrão das variáveis) para os horizontes  $h=1, \dots, 20$ .

### 3.2. Modelo vs. Dados

Confrontamos agora os resultados da secção 2, relativamente às previsões Phil-SPF, com a precisão das previsões teóricas e empíricas das versões NK e RBC do modelo SW07 analisado anteriormente. Para sermos claros, vemos a REQMP relativa (ao desvio-padrão) de agentes bem informados na economia (Profissionais), como uma estatística que deve ser obtida por um modelo DSGE realista, tal como devem ser obtidos rácios no estado estacionário, volatilidades e correlações entre variáveis próximas do que se observa nos dados. Por exemplo, se a REQMP relativa para o crescimento do produto a 1 trimestre é de 0,3 no modelo e 0,8 no caso de analistas Profissionais (dados), interpretamos tal facto como uma indicação de que o modelo fornece uma previsibilidade que está em desacordo com os dados. E da mesma forma se após 10 trimestres o modelo ainda é claramente capaz de superar a média amostral e os Profissionais não. A comparação de previsões Profissionais e Racionais (dado o modelo) pode, assim, informar a teoria ou pelo menos mostrar as limitações dos modelos teóricos, embora a correspondência entre previsões Racionais e Profissionais tenha que ser considerada difusa.

Se nada mais, acreditamos que as previsões Profissionais nos permitem medir quão rapidamente (na perspetiva dos analistas), a economia se dirige para o estado estacionário. Especificamente, podemos medir esta convergência para o estado estacionário através da velocidade com que a REQMP converge para o desvio padrão das variáveis. Na verdade, se depois de algum horizonte a previsão é (em média), muito próxima da média não condicional da variável em questão, isto significa que o conjunto de analistas acredita que a economia (ou pelo menos essa variável), demora esse mesmo tempo a atingir o estado estacionário (na ausência de choques imprevisíveis). Com expectativas racionais, esta tem que ser uma característica do processo de geração dos dados<sup>9</sup>.

Prosseguindo, os resultados na secção anterior sugerem que para a maioria das variáveis reais (e em especial investimento, produto e consumo) as previsões profissionais perdem tração após 2 trimestres, o que significa que utilizar como previsão uma estimativa da média não condicional das variáveis não implica perder informação relevante. Em relação às previsões Profissionais de desemprego e taxa de juro nominal verifica-se um comportamento claramente superior à média após um ano, enquanto que para a inflação (IPC e do PIB) há previsibilidade, mas em menor grau. Devemos notar que usamos uma estimativa em tempo real da média das variáveis. Se esta média não é estável ou é alterada ocasionalmente devido, por exemplo, a alterações de estado estacionário resultantes de alterações na tributação ou na política monetária (que altere o objetivo para a inflação), a média em tempo real não será eficiente enquanto que os analistas profissionais estão, provavelmente, conscientes dessas alterações. Tal é útil para os nossos propósitos uma vez que nos permite interpretar a REQMP relativa das previsões Profissionais (que está, portanto, deflacionada), como um **limite inferior** em relação ao que um modelo teórico realista (sem alterações de estado estacionário) deveria fornecer em termos de precisão das previsões relativamente à previsão que é o estado estacionário. Do mesmo modo, na correspondência entre as previsões teóricas do modelo SW07 e as previsões Profissionais, temos que interpretar o modelo como estando corrigido de alterações de regime, não podendo assim ser tão exigentes quando utilizarmos os modelos num exercício de previsão com dados reais.

O quadro 3 contém a REQMP relativa (ao desvio padrão) do modelo SW07 teórico e empírico (com dados reais) nas versões NK e RBC, vis-à-vis com a obtida pelas previsões do Phil-SPF. Na análise do desempenho empírico usamos a amostra 1981T3-2009T2 (coincidindo com a amostra do Phil-SPF avaliada anteriormente). Primeiro, tomando a REQMP relativa para o produto e investimento, é claro que a distância entre a REQMP relativa obtida com o Phil-SPF e a obtida com o modelo teórico é em geral menor no caso do modelo RBC, claramente para qualquer  $h$  no caso do investimento e para  $h = 3, 4, 5$  no caso

<sup>9</sup> Estamos certamente conscientes da dificuldade em caracterizar como racional a uma previsão de consenso (média ou mediana), ver, por exemplo, Bonham e Cohen (2001). A racionalidade deve ser analisada a nível individual, mas a saída e entrada de analistas dos inquéritos torna esta uma tarefa difícil.

do produto. Quando  $h = 1, 2$  no caso do produto, a versão RBC tem uma previsibilidade claramente inferior. Este resultado para o produto e investimento contrasta com o que se obtém com a versão NK, onde a forte previsibilidade quando  $h = 1$  e mesmo em horizontes superiores está em claro desacordo com o Phil-SPF. No caso do consumo a versão RBC é mais bem sucedida na correspondência com os dados quando  $h = 1, 2$ , enquanto que para  $h = 3, 4, 5$  é favorecida a versão NK (relembramos, no entanto, que se pode dar o caso de as REQMP relativas obtidas com o Phil-SPF não serem estatisticamente diferentes de 1). Em relação a horas / desemprego (lembramos que no Phil-SPF se prevê o desemprego, que explica, no entanto, cerca de 80 por cento da variação nas horas trabalhadas), o RBC está mais próximo do Phil-SPF em todos os horizontes, embora as REQMP relativas estejam consistentemente acima das obtidas com Phil-SPF para  $h \geq 2$ . Tal está em nítido contraste com a forte previsibilidade implícita no modelo NK. A versão RBC é omissa no que diz respeito à taxa de juro nominal e inflação, mas para o modelo NK é claro que, embora o comportamento da função REQMP relativa seja semelhante ao obtido com o Phil-SPF no caso da taxa de juro nominal, no caso da inflação a muito elevada previsibilidade do modelo NK não encontra correspondência nas previsões do Phil-SPF. Notamos, também, que mesmo que o agente racional utilizasse as previsões produzidas pela representação univariada da inflação dado o modelo (univariada NK, ou seja, usando apenas a inflação passada para produzir a previsão), a forte previsibilidade da inflação manter-se-ia praticamente inalterada. Esta é uma consequência da componente *backward-looking* (indexação) da inflação no modelo NK. Uma vez que o agente racional observa a inflação corrente e a sua história, informação sobre outros choques é quase irrelevante para formar a expectativa condicional da inflação em qualquer momento no futuro. Se o modelo for realista, tal implica que quem queira prever a inflação com precisão quase eficiente (variância mínima) apenas tem que se preocupar em encontrar a representação univariada da inflação.

Se, por outro lado, exigirmos aos modelos previsões de dados reais (observados), alteramos de forma radical, em termos absolutos, o panorama acima descrito, com uma clara deterioração das correspondentes estatísticas empíricas<sup>10</sup>. No entanto, o quadro 3 (Painel inferior) mostra que para o produto e investimento a versão RBC está próxima do Phil-SPF (e é dramaticamente superior à versão NK). Para os salários (que não são previstos no Phil-SPF) o desempenho dos dois modelos é muito semelhante ao passo que no caso do consumo quer a versão RBC quer a NK têm um desempenho muito fraco (embora a versão NK tenha um desempenho relativamente superior em horizontes superiores a 5 trimestres, apesar do facto de as previsões estarem próximas da média). Para a taxa de juro nominal, o modelo NK está perto do Phil-SPF quando  $h = 1, 2$ , mas deriva rapidamente posteriormente, tornando-se inútil após 6 trimestres (em claro contraste com o resultado teórico). Para a inflação, o desempenho empírico do modelo NK está para além de terrível, uma qualificação também merecida para o comportamento da versão RBC no que diz respeito a horas (neste caso a versão NK é claramente mais informativa, mas não muito em comparação com Phil-SPF quando  $h > 2$ ). Tanto quanto sabemos, apenas Rubaszek e Skrzypczynski (2008) compararam as previsões de um modelo DSGE protótipo com 3 equações com as obtidas com o Phil-SPF (usando dados em tempo real para construir as previsões, em vez da última vintage de dados e um conjunto fixo de parâmetros, útil para os nossos propósitos). A dimensão da amostra é também superior ao habitual, abrangendo 1994T1 - 2006T2. Os autores concluem que para horizontes curtos o modelo se parece superiorizar ao Phil-SPF no caso do crescimento do PIB (diferença de precisão estatisticamente não significativa), mas no caso da inflação e da taxa de juro nominal o Phil-SPF supera claramente o modelo DSGE<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Mais uma vez, é justo reconhecer que a literatura reconhece a provável má especificação dos modelos DSGE. Por exemplo, Del Negro *et al.* (2007), aproximam um modelo DSGE com um processo autorregressivo vetorial (VAR) e depois relaxam as restrições impostas pelo modelo no sentido de melhorar o ajustamento. É possível otimizar este relaxar das restrições e verifica-se que a precisão das previsões é melhorada.

<sup>11</sup> Edge *et al.* (2010) comparam a performance, em termos de previsão, de um modelo DSGE alternativo com as previsões do *Fed Green-Book* de 1996 a 2004, argumentando a favor de um contributo positivo do modelo em alguns casos (especialmente no caso do crescimento do produto).

Em suma, os resultados acima sugerem que a parafernália relacionada com rigidezes nominais presente no modelo NK, e que amplia significativamente os efeitos de choques, tende a produzir uma elevada previsibilidade teórica e que se estende por longos horizontes. Tal parece claramente em desacordo com os dados. A versão com preços flexíveis (RBC) fornece uma previsibilidade mais próxima da implícita no Phil-SPF, comportando-se melhor empiricamente (a importante exceção refere-se a horas / desemprego). Tal deve-se ao facto de os desvios em relação ao estado estacionário serem pouco persistentes, o que implica que as previsões (expectativas condicionais) estejam mais próximas da média das variáveis. Assim, não assumir riscos (ou não assumir um conhecimento detalhado das dinâmicas de curto prazo) compensa neste contexto. O modelo RBC parece mais imune a má especificação (observe-se também que a versão RBC nem sequer foi reestimada, mantém todos os parâmetros do modelo estimado NK).

Em seguida, repetimos a análise para períodos de recessão.

**Quadro 3**

REQMP REL. DO SPF VIS-À-VIS PERFORMANCE TEÓRICA E EMPÍRICA DOS MODELOS NK E RBC														
Variáveis	Modelo	PAINEL A - TEÓRICA												
		Horizonte												
		1	2	3	4	5	6	8	10	12	14	16	18	20
PIB real	SPF	0.66	0.78	0.91	0.96	0.98	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	0.79	0.92	0.96	0.96	0.97	0.97	0.97	0.98	0.98	0.98	0.99	0.99	0.99
	NK	0.55	0.69	0.78	0.85	0.89	0.92	0.96	0.97	0.98	0.98	0.99	0.99	1.00
Consumo	SPF	0.68	0.74	0.78	0.84	0.83	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	0.64	0.83	0.92	0.94	0.94	0.95	0.96	0.97	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99
	NK	0.41	0.59	0.72	0.82	0.88	0.91	0.95	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.98
Investimento	SPF	0.65	0.73	0.79	0.90	0.94	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	0.63	0.82	0.86	0.87	0.88	0.89	0.93	0.96	0.99	1.00	1.01	1.02	1.02
	NK	0.43	0.59	0.65	0.68	0.71	0.73	0.78	0.81	0.84	0.85	0.86	0.87	0.87
Horas	SPF	0.20	0.22	0.24	0.30	0.36	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	0.18	0.31	0.40	0.47	0.51	0.54	0.59	0.62	0.65	0.67	0.69	0.72	0.74
	NK	0.01	0.02	0.03	0.05	0.07	0.10	0.16	0.24	0.31	0.39	0.46	0.53	0.59
Salários	SPF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	0.53	0.99	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	NK	0.83	0.88	0.89	0.90	0.90	0.90	0.91	0.92	0.92	0.93	0.94	0.94	0.95
Inflação (PIB)	SPF	0.67	0.70	0.72	0.75	0.77	-	-	-	-	-	-	-	-
	Univariado (NK)	0.14	0.29	0.40	0.49	0.55	0.60	0.68	0.73	0.77	0.80	0.82	0.85	0.86
	NK	0.13	0.27	0.38	0.46	0.53	0.58	0.66	0.72	0.76	0.79	0.82	0.84	0.86
Taxa de juro	SPF	0.09	0.22	0.25	0.28	0.33	-	-	-	-	-	-	-	-
	Univariado (NK)	0.14	0.29	0.40	0.49	0.55	0.60	0.68	0.73	0.77	0.80	0.82	0.85	0.86
	NK	0.04	0.08	0.13	0.18	0.22	0.26	0.33	0.39	0.44	0.48	0.52	0.55	0.58
Variáveis	Modelo	PAINEL B - EMPÍRICA												
		Horizonte												
		1	2	3	4	5	6	8	10	12	14	16	18	20
PIB real	SPF	0.66	0.78	0.91	0.96	0.98	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	0.84	0.86	0.99	1.02	1.13	1.16	1.20	1.23	1.23	1.20	1.18	1.14	1.13
	NK	1.66	1.71	1.76	1.62	1.73	1.58	1.36	1.21	1.13	1.11	1.09	1.09	1.09
Consumo	SPF	0.68	0.74	0.78	0.84	0.83	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	1.19	1.31	1.47	1.67	1.73	1.79	1.68	1.59	1.43	1.26	1.20	1.09	1.06
	NK	2.00	2.05	1.76	1.42	1.36	1.28	1.02	0.95	0.90	0.91	0.93	0.95	1.00
Investimento	SPF	0.65	0.73	0.79	0.90	0.94	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	0.66	0.93	1.07	1.10	1.06	1.02	0.95	0.96	0.99	1.03	1.10	1.13	1.15
	NK	1.23	2.15	2.75	2.96	2.91	2.76	2.22	1.84	1.50	1.31	1.23	1.18	1.17
Horas	SPF	0.20	0.22	0.24	0.30	0.36	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	0.96	0.96	0.97	0.98	0.98	0.99	1.02	1.02	1.06	1.09	1.14	1.17	1.19
	NK	0.09	0.26	0.47	0.66	0.79	0.92	1.11	1.26	1.30	1.26	1.27	1.23	1.29
Salários	SPF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	RBC	0.98	0.99	1.01	1.02	1.02	1.03	1.04	1.02	1.05	1.06	1.09	1.12	1.14
	NK	1.08	0.97	0.97	0.98	0.99	1.00	1.02	1.03	1.07	1.09	1.13	1.16	1.18
Inflação (PIB)	SPF	0.67	0.70	0.72	0.75	0.77	-	-	-	-	-	-	-	-
	NK	4.13	4.63	4.71	4.33	4.00	3.70	3.06	2.38	2.22	2.19	2.13	2.21	2.22
	SPF	0.09	0.22	0.25	0.28	0.33	-	-	-	-	-	-	-	-
Taxa de juro	NK	0.06	0.19	0.39	0.64	0.90	1.11	1.48	1.68	1.85	2.00	2.09	2.15	2.21

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Esta tabela apresenta a REQMP relativa (ao desvio padrão das variáveis) para os horizontes  $h=1, \dots, 20$  para o SPF, modelos NK e RBC teórico e empírico. O Pannel A contém ainda a versão univariada do modelo NK SW07 para inflação e taxa de juro.

#### 4. Como se comportam previsões Racionais e Profissionais durante recessões?

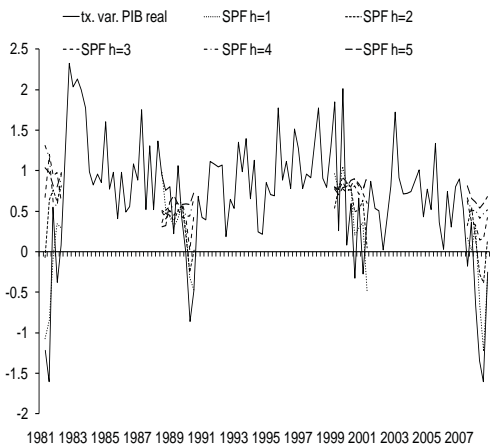
Há evidência clara de que previsões macroeconómicas tendem a não prever com grande precisão pontos de viragem no ciclo económico. Além disso, prever o início de uma recessão com mais de dois trimestres de antecedência nunca sucedeu. Neste aspeto os dados (Previsões profissionais) estão em linha com os modelos teóricos, onde uma recessão apenas pode ser vista como o resultado de grandes choques exógenos (ou pelo menos choques imprevisíveis em dimensão e momento). Logo, não se deveria exigir (ou esperar) previsões precisas referentes ao primeiro período (trimestre) de uma recessão. Posteriormente, os mecanismos teóricos incorporados nos modelos devem ser úteis para determinar a trajetória das variáveis observadas.

Aqui mostraremos que as conclusões acima parecem transitar para períodos de recessão<sup>12</sup>, sendo certamente ampliadas. Ou seja, o desempenho da versão NK de SW07 é muito pobre comparado com o da versão RBC. Em primeiro lugar, lembramos que as previsões Profissionais apresentam um pior (em relação a uma estimativa da média não condicional) desempenho durante períodos de recessão, principalmente em horizontes iguais ou superiores a 3 trimestres. As exceções ocorrem com a inflação e taxa de juro nominal e ainda com as variáveis do mercado imobiliário para horizontes curtos (habitações iniciadas e investimento residencial). Apesar disso, estas previsões Profissionais são claramente mais precisas do que as previsões do modelo. Para analisar este aspeto limitamo-nos a apresentar as diversas previsões (Phil-SPF, NK e RBC) para  $h = 1, \dots, 5$  e para as variáveis crescimento do PIB real, inflação e taxa de juro nominal (Gráfico 3). A análise de outras variáveis reais transmitiria uma imagem muito semelhante. Como facilmente se verifica, as previsões Profissionais do PIB real não contêm nenhuma pista sobre o início e a dinâmica da recessão com uma antecipação de dois ou mais trimestres ( $h \geq 3$ ). Com um trimestre de antecipação há já algum sinal e para o trimestre em curso as previsões são precisas ( $h = 1$ , lembramos que previsões Profissionais a um trimestre se referem ao trimestre corrente). Embora o modelo RBC tenha um comportamento fraco em comparação com Phil-SPF, a caracterização é muito semelhante. O modelo RBC não antecipa obviamente as recessões, mas fornece sinal sobre desenvolvimentos subsequentes quando  $h = 1, 2$ . O desempenho do modelo NK é claramente muito fraco, especialmente durante a última recessão, em que a deflação observada e a taxa de juro nominal muito reduzida contribuem para previsões que nunca consideram dois trimestres consecutivos de crescimento negativo (ao invés, antecipam uma saída rápida da recessão). Tal não sucede nas recessões de 1991 e 2001. Novamente, as dinâmicas “defensivas” (ou próximas do estado estacionário) implícitas na versão RBC parecem produzir previsões que têm algum sinal (embora claramente próximas do estado estacionário, ou média não condicional). Para a inflação e taxa de juro nominal, observamos que as previsões Profissionais são muito precisas em horizontes curtos e transmitem algum sinal em horizontes mais longos. Para a taxa de juro nominal, o modelo NK não produz previsões irrazoáveis, embora fracas quando comparadas com as do Phil-SPF, enquanto que para a inflação as previsões são muito pobres e parecem desgarradas, exceto durante a última recessão.

<sup>12</sup> Como identificados pela datação do *NBER*. Para efeitos do presente secção, incluímos um trimestre antes e depois da recessão para considerarmos pontos de viragem.

Gráfico 3 (continua)

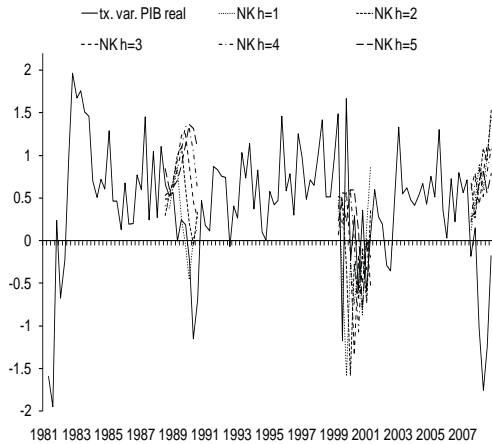
**TAXA DE VARIAÇÃO DO PIB REAL E PREVISÕES SPF NAS RECESSÕES DO NBER**



Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Esta figura apresenta os valores observados e as previsões do Phil-SPF para o crescimento do PIB real entre 1981 e 2009 referentes a períodos de recessão identificados pelo NBER (horizontes 1 a 5).

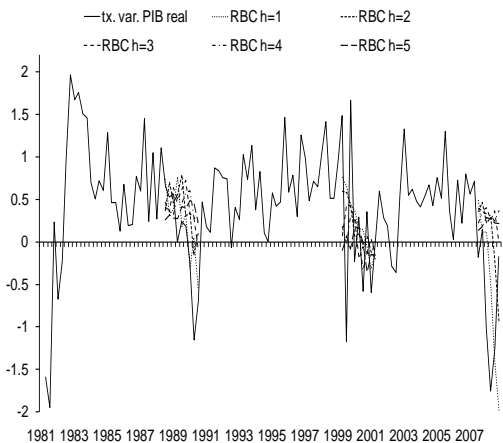
**TAXA DE VARIAÇÃO DO PIB REAL E PREVISÕES NK NAS RECESSÕES DO NBER**



Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Esta figura apresenta os valores observados e as previsões do modelo NK para o crescimento do PIB real entre 1981 and 2009 referentes a períodos de recessão identificados pelo NBER (horizontes 1 a 5).

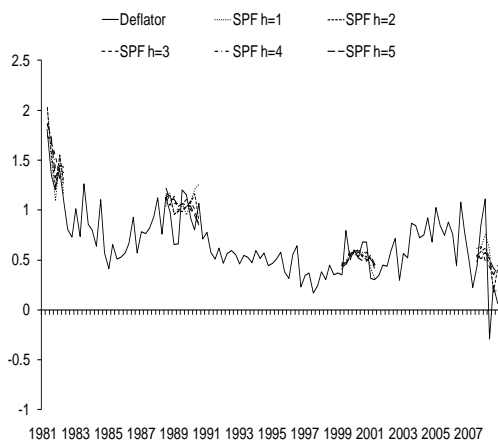
**TAXA DE VARIAÇÃO DO PIB REAL E PREVISÕES RBC NAS RECESSÕES DO NBER**



Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Esta figura apresenta os valores observados e as previsões do modelo RBC para o crescimento do PIB real entre 1981 and 2009 referentes a períodos de recessão identificados pelo NBER (horizontes 1 a 5).

**DEFLATOR DO PIB E PREVISÕES SPF NAS RECESSÕES DO NBER**



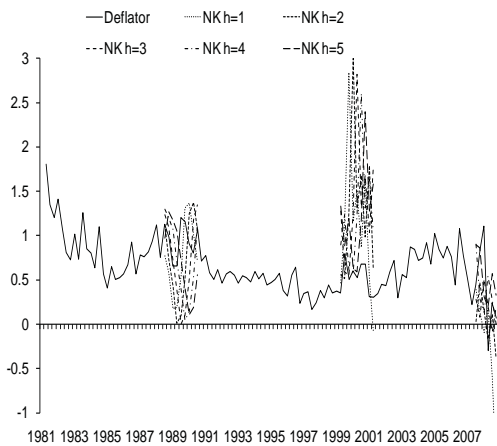
Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Esta figura apresenta os valores observados e as previsões do Phil-SPF para a inflação (deflator do PIB) entre 1981 and 2009 referentes a períodos de recessão identificados pelo NBER (horizontes 1 a 5).



Gráfico 3 (continuação)

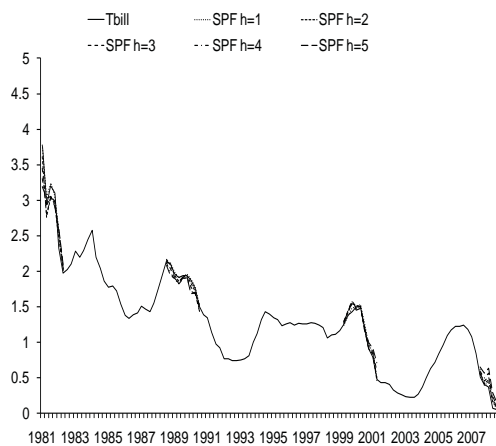
**DEFLATOR DO PIB E PREVISÕES NK NAS RECESSÕES DO NBER**



Fontes: Cálculos do autor.

Nota: Esta figura apresenta os valores observados e as previsões do modelo NK para a inflação (deflator do PIB) entre 1981 and 2009 referentes a períodos de recessão identificados pelo NBER (horizontes 1 a 5).

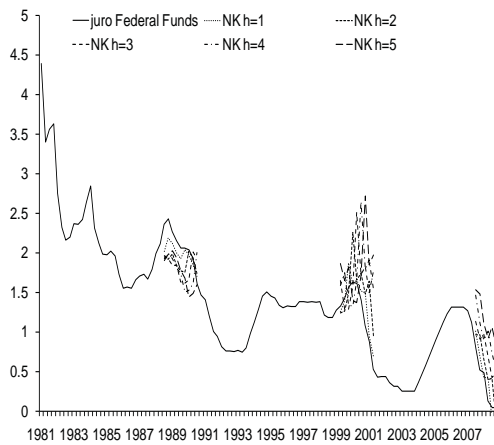
**TAXA DE JURO T-BILL E PREVISÕES SPF NAS RECESSÕES DO NBER**



Fontes: Cálculos do autor.

Nota: Esta figura apresenta os valores observados e as previsões do Phil-SPF para a taxa de juro da T-bill a 3 meses entre 1981 and 2009 referentes a períodos de recessão identificados pelo NBER (horizontes 1 a 5).

**TAXA DE JURO FEDERAL FUNDS E PREVISÕES NK NAS RECESSÕES DO NBER**



Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Esta figura apresenta os valores observados e as previsões do modelo NK para taxa de juro dos *Federal funds* entre 1981 and 2009 referentes a períodos de recessão identificados pelo NBER (horizontes 1 a 5).

## 5. Conclusões

Parece insensato esperar muito de previsões macroeconómicas. Para o que realmente importa (variáveis reais, mas com exceção do desemprego) a melhor prática tem pouco a dizer a horizontes superiores a 2, 3 trimestres. Se estatísticas resultantes destes factos informam modelos de equilíbrio geral, no sentido em que um agente racional que viva nestes modelos deve deduzir estatísticas semelhantes, estas dizem que provavelmente a economia não se desvia persistentemente do estado estacionário. Nos modelos teóricos, isso deve traduzir-se em baixa previsibilidade (em relação a uma previsão ingénuo ou de estado estacionário e, novamente, exceto para o desemprego - horas) da maioria das variáveis. Isso ocorre com a versão RBC do modelo analisado aqui, mas claramente não com a versão NK. Além disso, mesmo reconhecendo limitações a um modelo sem fricções nominais e, correspondentemente, desvios pouco persistentes do estado estacionário, o facto é que previsões empíricas parecem indicar que o modelo menos propenso a má especificação é a versão RBC. As previsões são mais próximas da média das variáveis (ou dos valores no estado estacionário), mas fornecem algum sinal. A alternativa (baseada numa descrição particular de rigidezes nominais) não é confiável. Em nossa opinião, e tendo em conta os efeitos da inclusão de fricções nominais no desempenho das previsões (teóricas e empíricas), alguma atenção deverá ser dedicada à forma como a inflação tendencial (ou objetivo do banco central variável) é modelizado. No modelo aqui analisado e em muitos outros, o objetivo do banco central (que é a inflação no estado estacionário) é fixo, o que implica que qualquer desvio da inflação em relação ao objetivo é necessariamente interpretado pelo modelo como um desvio em relação ao estado estacionário (*Gap* da inflação). A fim de melhorar o ajuste dos modelos incluem-se então mecanismos de indexação. Neste contexto, somos persuadidos pela análise de Cogley e Sbordone (2008), que argumentam que uma vez que os movimentos da tendência inflação sejam tomados em conta, a componente de indexação (*backward-looking*) da curva de Phillips *Neo-Keynesiana* não é necessária para obter um bom ajustamento aos dados. Se a indexação é incorretamente assumida, ela implica uma (teoricamente) alta previsibilidade da inflação (mesmo que um agente racional só observe inflação passada), como demonstrámos. Tal está claramente em desacordo com os dados (Previsões Profissionais) e não sobrevive a uma avaliação de previsões com dados reais. Outra interpretação dos resultados baseia-se na observação de que modelos teóricos utilizados para explicar várias décadas de dados são suscetíveis de ignorar mudanças relevantes na política monetária, na regulação do mercado de trabalho e do produto, na tributação ou na tendência de crescimento da fronteira tecnológica. Se essas alterações são razoavelmente imprevisíveis, pode haver compatibilidade entre a dificuldade de previsão sentida por Profissionais e o modelo NK se tornar seriamente mal especificado, mas somente ao longo dessas dimensões. Ou seja, rigidezes nominais podem desempenhar um importante papel que está escondido devido à falta de controle sobre o que podem ser vistas como alterações do estado estacionário.

## Referências

- Adolfson, M., J. Lindé e M. Villani (2007), "Forecasting Performance of an Open Economy DSGE Model", *Econometric Reviews*, 26: 289-328.
- Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé e M. Villani (2007), "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through", *Journal of International Economics*, 72:481-511.
- Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé e M. Villani (2008), "Evaluating an Estimated New Keynesian Small Open Economy Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32: 2690-2721.
- Ang, A., Bekaer, G. e M. Wei. (2007), "Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?", *Journal of Monetary Economics*, 54(4): 1163-1212.
- Bernanke, B.S. e J. Boivin (2003), "Monetary Policy in a Data-Rich Environment", *Journal of Monetary Economics*, 50: 525-546.
- Bonham, C. e R. H. Cohen (2001), "To Aggregate, Pool, or Neither: Testing the Rational Expectations Hypothesis Using Survey Forecasts," *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(3): 278-91.
- Capistrán, C. e A. Timmermann (2009), "Forecast Combination with Entry and Exit of Experts", *Journal of Business and Economic Statistics*, 27: 428-440.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. e C. Evans (2005), "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy", *Journal of Political Economy*, 113 (1): 1-45.
- Christiano, L. J., Trabandt, M. e K. Walentin (2009), "Introducing Financial Frictions and Unemployment into a Small Open Economy Model", *Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 214*.
- Cogley, T. e Sbordone, A. M. (2008), "Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve", *American Economic Review*, 98(5): 2101-26.
- Croushore, D. e T. Stark (2001), "A Real-Time Data Set for Macroeconomists", *Journal of Econometrics*, 105:111-130.
- Croushore, D. e T. Stark (2003), "A Real-Time Data Set for Macroeconomists: Does the Data Vintage Matter?", *Review of Economics and Statistics*, 85:605-617.
- Croushore, D. (1993), "The Survey of Professional Forecasters", *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, November/December, 3-15.
- D'Agostino, A. e K. Whelan (2008), "Federal Reserve information during the Great Moderation", *Journal of the European Economic Association*, 6(2-3): 609-620.
- Del Negro, M., Schorfheide, F., Smets, F. e R. Wouters (2007). "On the Fit of New Keynesian Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 25: 123-143.
- Edge, R. M., Kiley, M. T. e J. P. Laforde (2010), "A comparison of forecast performance between Federal Reserve staff forecasts, simple reduced-form models, and a DSGE model", *Journal of Applied Econometrics*, 25(4): 720-754.
- Engelberg, J., Manski, C. F. e J. Williams (2009), "Comparing the Point Predictions and Subjective Probability Distributions of Professional Forecasters", *Journal of Business and Economic Statistics*, 27: 30-41.
- Fair, R. C. e R. J. Shiller (1989), "The Informational Context of Ex Ante Forecasts", *The Review of Economics and Statistics*, 71(2): 325-31.
- Faust, J. e J. H. Wright (2007), "Comparing Greenbook and Reduced Form Forecasts using a Large Real-time Dataset", *NBER Working Papers 13397*.

- Giannone, D., Lenza, M. e L. Reichlin (2008). "Explaining The Great Moderation: It Is Not The Shocks", *Journal of the European Economic Association*, 6(2-3): 621-633.
- Ireland, Peter N. (2007), "Changes in the Federal Reserve's Inflation Target: Causes and Consequences", *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(8): 1851-2110.
- Joutz, F. e H. O. Stekler (2000), "An evaluation of the predictions of the Federal Reserve", *International Journal of Forecasting*, 16: 17-38.
- McConnell, M. e G. Perez-Quiros (2000), "Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980's?", *American Economic Review*, 90 (5): 1464-1476.
- McNees, S.K., (1992), How large are economic forecast errors? *New England Economic Review*, 25-33.
- McNees, S.K. e J. Ries (1983), "The track record of macroeconomic forecasts". *New England Economic Review*, 5-18.
- Romer, C. e D. Romer (2000), "Federal Reserve information and the behaviour of interest rates", *American Economic Review*, 90: 429-457.
- Rubaszek, M., e P. Skrzypczynski (2008), "On the Forecasting Performance of a Small-Scale DSGE Model," *International Journal of Forecasting*, 24: 498-512.
- Schorfheide, F. (2005), "Learning and monetary policy shifts". *Review of Economic Dynamics*, 8(2): 392-419.
- Smets, F. e R. Wouters (2003), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area", *Journal of the European Economic Association*, 1(5): 1123-1175.
- Smets, F. e R. Wouters. (2007) "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach", *American Economic Review*, 97(3): 586-606.
- Stark, T. (2010), "Realistic evaluation of real-time forecasts in the Survey of Professional Forecasters", Federal Reserve Bank of Philadelphia, *Research Rap Special Report*, May 2010.
- Stock, J.H. e M.W. Watson (2003), "Has the Business Cycle Changed and Why?," NBER Chapters, in: *NBER Macroeconomics Annual 2002*, Vol17, pp 159-230, National Bureau of Economic Research.
- Zarnowitz, V. (1969), "The new ASA-NBER Survey of Forecasts by Economic Statisticians", *American Statistician*, 23: 12-16.
- Zarnowitz, V., (1992), "Business cycles: Theory, history, indicators and forecasting" in National Bureau of Economic Research *Studies in Business Cycles*, vol. 27. University of Chicago Press, Chicago.
- Zarnowitz, V., Braun, P., (1992), "Twenty two years of the NBER-ASA Quarterly Outlook Surveys: Aspects and comparisons of forecasting performance", *NBER Working Paper 3965*, New York.