

INVESTIGAÇÃO SOBRE O RELACIONAMENTO DO DESEMPREGO, DOS SALÁRIOS E DA INFLAÇÃO NO BRASIL PÓS-REAL

Mabel Jaqueline Carmona de Campos^{*}

Ricardo Chaves Lima^{**}

Luís Henrique Romani de Campos^{***}

Resumo: O artigo investiga a existência da curva de Phillips para o Brasil. Para atingir este objetivo apresenta um resgate teórico da discussão sobre a existência da curva de Phillips a partir dos artigos seminais sobre o assunto. Tendo em vista este resgate, mostra-se que o teste de cointegração e a estimação de um modelo de vetores autoregressivos com testes de causalidade de Granger são capazes de elucidar se existe ou não uma curva de Phillips para o Brasil. São feitas estimações para dois períodos recentes da história econômica nacional. Conclui-se que não há *trade off* permanente entre inflação e desemprego. A versão novo-keynesiana mostrou-se válida para a atual conjuntura econômica. A curva de salários indicando um relacionamento inverso entre salários e desemprego no curto prazo mostrou-se válida nos dois períodos.

Palavras chave: Economia brasileira. Inflação. Desemprego.

Classificação JEL: E24

Abstract: This paper investigate the existence of a brazilian Phillips curve. To attain this purpose it presents a theoretical research of the discussion on the existenc of the Phillips curve from seminal papers on the subject. In view of this research, one reveals that cointegrations tests, the estimation of models using vector autoregressions techniques and Granger's causality tests are capable to elucidate if a brazilian Phillips curve exists or not. Estimations for two recente periods of national economic history are made. The paper concludes that it does not have one permanent trad-off betwenn inflation and unemployment. The new-keynesiam version revealed valid for the current

^{*} Mestre em economia - UFPB e Professora do Departamento de Economia, Administração e Contabilidade da UNICAP.

^{**} Ph.D em Economia Agrícola - Universidade do Tennessee-EUA. Prof. do Departamento de Economia da UFPE.

^{***} Doutor em Economia – PIMES/UFPE. Pesquisador da Fundação Joaquim Nabuco – FUNDAJ.

economic conjuncture. The wage curves indicating a inverse relationship between wages and unemployment in short term revealed valid in the two periods.

Key Words: Brazilian economy. Inflation. Unemployment.

JEL classification: E24

1 Introdução

Um dos pontos mais controversos da macroeconomia tem sido o relacionamento encontrado por Phillips entre a taxa de variação no salário nominal e o nível de desemprego. Conforme relata Rosa (2004) citando Lipsey, esta troca entre aumento nos salários e desemprego permitiu encontrar a curva de oferta para complementar a teoria keynesiana. Isto ocorreu através de artigos de Samuelson/Solow e de Lipsey que mostraram que a variação nos salários nominais poderia ser substituída pela inflação.

Esta formulação, que se convencionou chamar de curva de Phillips, foi duramente criticada por Friedman, Phelps e Lucas, entre outros, por não considerar o papel das expectativas dos agentes econômicos (BLANCHARD, 2004). Em geral, mostrou-se que o *trade-off* encontrado por Phillips não seria permanente e sim temporário, ou seja, políticas macroeconômicas de estímulo à demanda não poderiam levar ao crescimento sustentado no longo prazo por provocar fortes pressões inflacionárias.

A discussão da presença ou não de uma troca entre desemprego e inflação não ocupou um lugar importante nos estudos da macroeconomia aplicada no Brasil. Isto porque as elevadas taxas de inflação brasileira levaram ao surgimento de uma teoria da inflação na qual haveria uma forte inércia,

independente das políticas de controle da demanda que, por ventura, aumentassem o desemprego.¹

Com o controle do processo inflacionário, conseguido no Plano Real, o foco da discussão acerca da condução da política econômica mudou bastante. O primeiro momento é marcado pelo debate em torno da âncora cambial adotada e o segundo é marcado pelo debate da validade e da forma de implementação da política de metas de inflação. De 1994 a 1998, o Banco Central adotou a política cambial, com o regime de bandas, como estratégia de controle do processo inflacionário. Esta estratégia foi dramaticamente abandonada em janeiro de 1999 com a desvalorização do câmbio e o abandono das bandas. A resposta encontrada pelo Banco Central foi a adoção do regime de metas de inflação que vem sendo utilizado até hoje como alternativa para manter a estabilidade dos preços no Brasil.

No regime de metas inflacionárias, o Banco Central utiliza a política monetária para evitar processos inflacionários. Em outras palavras, a taxa de juros é elevada ou reduzida de maneira a fazer com que os níveis de inflação fiquem dentro de uma faixa projetada. A implementação do regime de metas de inflação tem mantido as taxas reais de juros muito altas. Correa et al. (2005) afirmam que toda vez que os juros reais caem abaixo desse patamar o processo inflacionário tem se elevado. O período posterior a 2005 é marcado por redução das taxas reais a níveis inferiores a 10% sem uma importante aceleração da inflação, mas cumpre destacar que apesar da redução havida, o país ainda se enquadra entre aqueles com a maior taxa de juros reais em todo o mundo.

A manutenção dos juros reais em níveis tão elevados gerou profundas críticas do meio industrial e agrícola à condução da política monetária pelo Banco Central. O discurso que se tem observado subentende a tradicional curva de Phillips.

¹ Para uma descrição detalhada dos argumentos da teoria da inflação inercial veja Lopes (1986).

Ou seja, ao argumentarem contra a política monetária, entidades empresariais usam um raciocínio que é condizente com a troca entre desemprego e inflação. O objetivo deste artigo é verificar se existe no Brasil alguma evidência da validade dos argumentos da curva de Phillips. Desta forma, pretende-se comprovar ou não o *trade-off* entre inflação e desemprego e também verificar se este *trade-off* é permanente ou não.

Para alcançar este objetivo será utilizada uma metodologia baseada em Roas (2004), que consiste em realizar um teste de cointegração de Johansen para as variáveis envolvidas. Se inflação e desemprego forem cointegrados e apresentarem uma relação inversa, conclui-se pela existência de um *trade-off* permanente, como o encontrado por Phillips. Caso as variáveis não sejam cointegradas, mas o modelo VAR e os testes de causalidade de Granger apontem um relacionamento de curto prazo entre inflação e desemprego a versão da curva de Phillips com expectativas será aceita. Contudo, se não houver relacionamento algum entre inflação e desemprego a crítica de Lucas será aceita.

O artigo está estruturado da seguinte maneira. Na próxima seção é feita uma revisão sobre as formas possíveis de se representar a curva de Phillips. Na terceira seção, resgata-se a teoria econométrica de raízes unitárias, cointegração e modelos de correção de erros. Na quarta seção, são apresentados os procedimentos de estimação. Na quinta seção, discutem-se os resultados encontrados e, por fim, na sexta seção, apresentam-se as conclusões e as sugestões para a política econômica do Governo.

2 A curva de Phillips e suas diversas versões.

A idéia original de Phillips (1958) foi relacionar a taxa de variação do salário nominal à taxa de desemprego e à taxa de variação do desemprego. Em sua argumentação em favor desta

relação foram destacados três fatores. O primeiro diz respeito ao ajustamento entre oferta e demanda de trabalho. Relacionando o trabalho com qualquer outra mercadoria seria natural imaginar que um excesso de demanda levaria a aumentos nos salários nominais e que um excesso de oferta levaria a uma redução dos mesmos. Porém, Phillips acrescenta que os trabalhadores tendem a ser menos propensos a reduções de salários do que a aumentos, ou seja, a relação entre a taxa de variação dos salários nominais e o desemprego deve ser altamente não linear.

O segundo fator é a taxa de variação da demanda de trabalho ou, em outras palavras, a taxa de variação do desemprego. Para Phillips (1958) quanto maior for o crescimento da procura por trabalho (e conseqüentemente mais rápida a queda do desemprego) maiores serão as pressões por elevações no salário nominal. Isto porque o ambiente econômico sinalizará aos trabalhadores que as oportunidades estão cada vez melhores, levando a aumentos nos salários de oferta dos trabalhadores.

O terceiro fator é a taxa de variação de preços no varejo. Para Phillips uma elevada inflação no varejo leva a aumentos nas solicitações dos salários quando da negociação de contratação. Mas isto, segundo este autor, somente aconteceria em um ambiente de rápida elevação no preço dos produtos importados. Para chegar a esta conclusão, a de que a inflação raramente influenciará na taxa de variação dos salários nominais, ele argumentou que parte do crescimento dos salários nominais deve-se à constante taxa de crescimento da produtividade. Outro ponto destacado é que a taxa de importação na Inglaterra, naquele momento, era de apenas 7% da renda, ou seja, somente uma elevação muito forte dos preços dos produtos importados é que levaria a um aumento da inflação que interferisse na negociação salarial.

A equação escolhida por Phillips (1958) para estimar a relação entre a taxa de variação dos salários nominais e o desemprego foi:

$$w + a = bu^c \log(w + a) = \log(b) + c \log(u) \quad (1)$$

onde: w é a taxa de variação do salário nominal, calculada por:

$$w \equiv \frac{w_{t+1} - w_{t-1}}{2w_t},$$

u é a taxa de desemprego

a, b, c são parâmetros.

The constants b and c were estimated by

least squares using the values of w and u corresponding to que crosses in the four intervals between 0 and 5 percent unemployment, the constant a being chosen by trial and error to make the curve pass as close as possible to the remaining two crosses in the intervals between 5 and 11 percent unemployment. (PHILLIPS, 1958, p. 249)²

Esta especificação adotada por Phillips (1958) está, em parte, em desacordo com sua própria argumentação em favor dos indicativos sobre os determinantes da taxa de variação dos salários nominais. Isto porque não foi acrescentada como variável dependente a taxa de variação do desemprego. Em nota de rodapé, o autor argumenta que a inclusão da taxa de variação na taxa de desemprego não seria possível de ser efetuada com o uso de mínimos quadrado ordinários, tendo em vista a escolha da forma funcional. Além disto, ele faz comparações dos valores estimados com os valores observados ao longo de períodos

² Lipsey (1960) explica que Phillips agrupou os dados em seis classes pela média e depois realizou a regressão. Este agrupamento foi feito para evitar o logaritmo negativo, que impediria a utilização da forma funcional escolhida.

diferentes para concluir que a influência da variação da taxa de desemprego sobre a taxa de variação dos salários nominais estava diminuindo com o tempo, ou seja, esta variável não alteraria nos resultados da regressão.

Lipsev (1960) discorda dos procedimentos de cálculo adotados por Phillips (1958) e propõe que seja estimada a seguinte regressão: $\dot{w} = a + bu^{-1} + cu^{-2}$, sem que sejam agrupados os dados. O resultado encontrado por ele praticamente não difere do encontrado por Phillips, quando plotada a curva estimada. Mas as suas críticas incluem também a ausência da variação da taxa de desemprego na estimação. Desta forma, ele também estima a regressão: $w = a + bu^{-1} + cu^{-2} + du$, chegando à conclusão de que a variação do desemprego não pode ser retirada da regressão, como fez Phillips (1958).

O autor também mostra que a argumentação de Phillips (1958) para não considerar a inflação em sua regressão não tem consistência com os dados. A regressão

$$w = a + bu^{-1} + cu^{-2} + du + eP$$

foi estimada e todos os coeficientes foram significantes.

Lipsev (1960) mostra ainda que a relação entre a variação do salário nominal e o desemprego, adotada por Phillips, encobre alguns aspectos importantes: 1) não apenas o nível de desemprego, mas também a distribuição entre os vários mercados de trabalho afetam a variação do salário nominal; 2) a relação entre a variação do salário nominal e o desemprego sempre super-estimar a flexibilidade para o crescimento dos salários e sub-estimar a flexibilidade para a queda dos salários; 3) a relação pode se alterar se o desemprego for mantido constante por um longo período.

Na argumentação do autor para explicar estes fatos está explicitada a existência de defasagens nos impactos das variáveis. Um exemplo é a explicação de que os parâmetros da curva de Phillips possam se alterar se o desemprego se mantiver constante por um longo período de tempo. Se isto ocorrer,

haverá uma homogeneização da distribuição do salário entre os diversos mercados de trabalho, o que alteraria a média dos salários nominais, afetando os parâmetros. Isto mostra que a melhor alternativa para se modelar a curva de Phillips deve envolver defasagens das variáveis.

Farto (1989, p. 40) destaca que o artigo de Phillips mostrando a possibilidade de um *trade-off* entre inflação e desemprego foi rapidamente incorporado à teoria Keynesiana por permitir preencher uma lacuna existente no lado da oferta daquela teoria (principalmente na síntese neoclássica da mesma). O autor acrescenta:

É certo que não se acredita na grande eficácia dos mecanismos de ajustamento automático, mas sustentava-se que a política econômica poderia suprir as suas insuficiências, mesmo se à custa de algum sacrifício, como, por exemplo, um desemprego moderado. Embora este consenso em torno da síntese não tenha significado nunca unanimidade total, traduziu-se por uma dominação esmagadora nos meios acadêmicos e total nos meios políticos. (FARTO, 1989, p.40)

Mankiw (1988) destaca que esta visão é derrubada por fatos empíricos e teóricos. Os anos 1960 e principalmente 1970 são marcados pela conjunção de inflação e desemprego crescentes, o que é incompatível com a curva de Phillips original. No campo teórico, a crítica inicia-se com Friedman e Phelps. Estes autores mostraram que as expectativas sobre a inflação futura são importantes na negociação salarial. Desta forma, se os condutores da política econômica mantiverem um longo período de baixo desemprego e inflação não desprezível, eles farão com que as expectativas da inflação deixem de ser nulas e, nesta hipótese, os trabalhadores passariam a exigir

aumentos preventivos, gerando uma espiral de preços e salários se o desemprego for mantido abaixo de um certo nível natural.

Friedman (1968) destaca que, em sua visão, haveria uma curva de Phillips negativamente inclinada, no curto prazo, e uma curva de Phillips vertical, no longo prazo, ou seja, o *trade-off* entre inflação e desemprego seria transitório e não permanente. Na verdade esta curva vertical do longo prazo indicaria o produto potencial do país e seu correspondente desemprego. Esta formulação, com uma ‘taxa natural’ de desemprego, pode ser modelada pela seguinte equação:

$$w = f(u, u, \pi^e, A, E)$$

onde: π^e é a inflação esperada;

A é a variação na produtividade do trabalho;

E é a variação cambial.

Nesta formulação, não estão consideradas as defasagens das variáveis, mas isto deverá ser incorporado no modelo empírico.

Contudo, mesmo a postura de Friedman contra a utilização da curva de Phillips pelos gestores da política econômica é criticada. Lucas incorpora a noção das expectativas racionais, originalmente formulada por Muth, para concluir que existe uma correlação estatística entre inflação e desemprego, mas esta correlação não implica em causalidade. (ROMER, 2001)

A idéia básica de Lucas é que quando um produtor observa elevação no seu preço ele não sabe distinguir ao certo se isto se deve a alterações nos preços relativos ou a aumentos no nível geral de preços. Se o aumento for geral, não há porque mudar seus planos de produção. Porém, se seu produto ficou mais caro que os demais, compensa aumentar sua produção. Assim, se os produtores considerarem que parte do aumento deve-se a aumentos relativos haverá uma curva de oferta positivamente inclinada. (ROMER, 2001)

Romer (2001) propõe que seja utilizada a seguinte curva de Phillips:

$$\pi_t = \pi_t^* + \lambda (\ln Y_t - \ln \bar{Y}) + \varepsilon_t^s$$

onde: π_t^* é o núcleo da inflação;

$\ln \bar{Y}$ é o logaritmo natural do produto natural;

ε_t^s são os choques na oferta.³

O núcleo da inflação não seria necessariamente a inflação esperada, mas pode ser uma combinação entre a inflação esperada e a inflação passada ($\pi_t^* = \phi \pi_t^e + (1 - \phi) \pi_{t-1}$, $0 \leq \phi \leq 1$). Isto implica na existência de alguma inércia na inflação (ROMER, 2001). Como consequência para o presente artigo, tem-se que é importante trabalhar com defasagens na estimação de uma curva de Phillips, para capturar uma eventual inércia inflacionária.

Romer (2001) destaca ainda que a curva de oferta de Lucas, que dá origem à crítica de Lucas, é compatível com a equação (3). Na verdade, a idéia de Lucas é um suporte microeconômico à curva de Phillips aumentada. A questão central então é saber se o relacionamento estatístico encontrado reflete uma relação de causalidade ou não.

3 Procedimentos de estimação.

O objetivo desta seção é apresentar como o teste de cointegração e a estimação de um modelo de vetores autorregressivos – VAR podem permitir que seja testada a hipótese da presença da curva de Phillips para o Brasil, bem

³ Como o autor não afirma que estes choques devam ser aleatórios, pode-se entender que os mesmos são equivalentes a mudanças na produtividade, como formulado na equação (2).

como detalhar as fontes de dados e as estimações que foram realizadas. A explicação da utilização de um teste de cointegração para confirmar a presença da curva de Phillips no Brasil é bastante intuitiva. Se existe mesmo o *trade-off* esperado entre inflação e desemprego ou entre taxa de variação do salário e o desemprego, as variáveis consideradas na curva de Phillips devem apresentar uma relação de longo prazo. Como as variáveis macroeconômicas não são necessariamente estacionárias, a simples utilização de uma regressão poderia levar a conclusões enganosas, haja vista a possibilidade da correlação espúria. Assim, optou-se por utilizar o teste de cointegração de Johansen para verificar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis envolvidas.

Se, contudo, não for verificado que as variáveis são cointegradas, mesmo assim, pode haver alguma relação de curto prazo entre as mesmas. Ou seja, se o *trade-off* postulado pela curva de Phillips não for permanente mas sim transitório, como afirmado por Friedman, o modelo VAR deverá capturar esta relação de curto prazo. Por fim, caso as variáveis não apresentem relacionamento nem de curto nem de longo prazo, isto indicará que não há uma relação entre desemprego e inflação ou entre desemprego e variação do salário.

Na seção que se fez o resgate teórico sobre a curva de Phillips, ficou evidenciado que a idéia original era de relacionar a variação dos salários com o desemprego. Posteriormente é que foi transformada para a relação entre inflação e desemprego. Desta forma, serão feitas estimações considerando tanto a inflação quanto a variação dos salários.

Para realizar as estimativas foram levantados os seguintes dados secundários da economia brasileira: i) desemprego (U); ii) inflação (PI); iii) salário nominal; iv) taxa nominal de câmbio; v) produção física industrial; vi) número de horas pagas na produção e vii) inflação esperada.

A taxa de desemprego utilizada foi a elaborada pelo IBGE. O desemprego apresenta um problema metodológico quanto à estimação da curva de Phillips para o Brasil. A pesquisa que mede o desemprego sofreu profundas alterações em 2001, o que obriga que sejam realizadas estimações para o período com a metodologia antiga e para o período com a metodologia nova em separado. Desta forma, foram montadas duas bases de dados, uma para cada período. A base com a metodologia antiga cobre o período de fevereiro de 1991 a novembro de 2002. A base com a metodologia nova, por sua vez, inclui março de 2002 a junho de 2009.

Como medida de inflação optou-se por utilizar o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA / IBGE), por ser o atual índice de preços que norteia a política econômica e a base do regime de metas de inflação. A partir da taxa nominal de câmbio, obtida junto ao Banco Central, foi calculada a variação da taxa nominal de câmbio (E). A partir do salário nominal foi calculada a variação dos salários nominais (WP)

A produção física industrial e o número de horas pagas na produção (PIM / IBGE) foram utilizados para calcular a produtividade média do trabalho. A partir da produtividade média do trabalho foi calculada a variação da produtividade média do trabalho (AP), que é a variável de interesse. Deve-se destacar que, por questões de descontinuidade da metodologia do cálculo das horas pagas na produção, a variação da produtividade somente foi possível ser calculada até março de 2001 e a partir de março de 2002. Assim, os modelos que incluírem a variação de produtividade terão como datas limites fevereiro de 1991 a março de 2001, para a base com a metodologia antiga, e março de 2002 a junho de 2009, para a base com a metodologia nova.

A inflação esperada passou a ser sistematicamente coletada e calculada pelo Banco Central a partir de meados de 2001. Desta forma, somente será incluída a variável inflação

esperada no modelo com a base de dados mais recente. Como no modelo de expectativas racionais não é apenas o passado econômico que é levado em conta pelos agentes econômicos na formação das expectativas de inflação, mas também as medidas atuais dos governos e o que se espera que sejam as medidas futuras, pode-se considerar as expectativas inflacionárias como exógenas ao sistema.

Assim, para o primeiro período são estimados dois modelos VAR. Nos dois modelos são consideradas como variáveis endógenas a inflação, a variação dos salários nominais e o desemprego. No primeiro VAR, será colocada como variável exógena a variação do câmbio e no segundo, além da variação do câmbio, a variação da produtividade. Colocar como variáveis endógenas a inflação e o salário nominal ao mesmo tempo permite que sejam capturados os efeitos dos aumentos dos custos sobre os preços e destes sobre os salários. Ou seja, procura-se com um VAR mais completo que a curva de Phillips original capturar todas as facetas descritas pelos teóricos da curva de Phillips mas que nem sempre são modeladas empiricamente. Foi considerada a variação cambial como exógena pois a mesma está ligada a fatores financeiros na atual configuração econômica mundial. A variação da produtividade também foi tida como exógena pois depende de decisões de investimento que não são, necessariamente, ligadas aos níveis de inflação, mas sim ao nível da taxa real de juros e às expectativas das empresas quanto ao desempenho futuro da economia. No segundo período incluiu-se também a inflação esperada como variável exógena.

4 Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados das estimações realizadas. A apresentação está subdividida em duas

subseções. Na primeira, são relatados os resultados encontrados a partir dos dados utilizando a metodologia antiga da medição do desemprego, ou seja, considerando o período de janeiro de 1991 a dezembro de 2002. A segunda contém os resultados obtidos a partir da nova metodologia, portanto, compreende o período de janeiro de 2001 a junho de 2009.

4.1 Período de Janeiro de 1991 a Novembro de 2002

Os gráficos das variáveis em questão encontram-se em anexo. A partir da análise visual dos gráficos é possível constatar que as séries do desemprego, da variação do salário nominal, da inflação e da taxa de câmbio mostram comportamento não estacionário, principalmente por possuírem quebra estrutural, em meados de 1994. Como este é o momento no qual foi implantada a troca de moeda e o controle do processo inflacionário brasileiro, é preciso testar estatisticamente se estas séries apresentam quebra estrutural neste período.

Na tabela 1 estão apresentados os resultados dos testes de ADF para todo o período. Os valores relatados correspondem ao teste τ , com os asteriscos duplos indicando a rejeição da hipótese nula a 5%. Nela é possível ver que as variáveis desemprego, variação do salário nominal, inflação e variação da taxa cambial são integradas de ordem 1. Já a variação da produtividade é estacionária. Isto permite afirmar que as cinco variáveis não são cointegradas, já que não possuem a mesma ordem de integração.

Contudo, tendo em vista a possibilidade da existência de quebra estrutural em agosto de 1994 é preciso analisar o teste específico para quebra da série. Uma forma de verificar isto é analisando o teste de raiz unitária no período posterior à quebra suposta, ou seja, após a implantação do Real, quando os níveis inflacionários caem de forma expressiva.

Tabela 1- Resultados do Teste de Raiz Unitária para período 02/1991 a 11/2002

Variável	Constante e Tendência	Constante	Sem constante e tendência	Conclusão
U	-3,2732	-1,7471	0,0845	Não estacionária
DU	-2,7665	-2,7788	-2,7149(**)	Estacionária em torno de média zero.
WP	-1,9832	-1,6092	-1,6928	não estacionária
DWP	- 5,5279(**)			estacionária
PI	-2,3339	-1,9202	-1,8271	Não estacionária
DPI	- 11,4656(**)			estacionária
E	-2,9690	-2,0817	-1,8735	Não estacionária
DE	- 10,1355(* *)			estacionária
AP	-3,0668	- 3,0524(**)		estacionária em torno de média diferente de zero

Os resultados contidos na tabela 2 mostram que as duas variáveis dependentes na formulação tradicional de Phillips são estacionárias para o período entre setembro de 1994 e agosto de 2002. Enquanto isto, a série do desemprego é não estacionária, sendo integrada de ordem 1. No entanto, em estudo realizado por Campos e Lima (2005) onde foi testada a estacionariedade

da série do desemprego com o uso de dados em painéis heterogêneos concluiu-se que o desemprego no Brasil é estacionário. Com isto, pode-se afirmar que as variáveis não são cointegradas. Mas, o fato de que tanto a inflação quanto a variação do salário nominal são estacionárias e de haver outros estudos indicando a estacionariedade do desemprego permite que as análises das regressões sejam feitas usando os testes tradicionais, pois a possibilidade da correlação espúria é descartada.

Tabela 2 - Resultados do Teste de Raiz Unitária para período 09/1994 a 11/2002

Variável	Constante e Tendência	Constante	Sem const. e tendência	Conclusão
U	-2,4877	-2,2303	0,30800	Não estacionária
DU	-2,5635	-2,4948	- 2,3940(**)	Est. em torno de média zero
WP1	-2,2604	- 3,1204(**)		Est. em torno de média dif. de zero
PI	-3,8467(**)			Estacionária
E	-5,1968(**)			Estacionária

Outra forma é realizar o teste de quebra estrutural de Perron (1997). Neste teste a quebra estrutural não é conhecida *a priori*, é feita uma varredura em várias datas para estabelecer onde há a maior possibilidade de quebra estrutural.

Os resultados encontram-se relatados na Tabela 3 abaixo. A primeira coluna relaciona a data onde o teste indicou que haveria uma quebra. A segunda coluna relata o teste t para a hipótese nula de que a série é não estacionária. A terceira coluna apresenta o teste t para a hipótese nula de que haja uma quebra estrutural de mudança de intercepto. A quarta coluna contém o

teste t para a hipótese de que a quebra tenha demorado mais de um período para ter seu efeito pleno. A quinta coluna testa a hipótese que a variável é estacionária ao redor de uma linha de tendência. A sexta coluna testa a hipótese de que houve mudança na inclinação da relação da variável com a linha de tendência. Deve-se destacar que o teste proposto por Perron (1997) é unicaudal para aumentar o poder.

Tabela 3 - Resultados do Teste de Raiz Unitária de Perron

Variável	Data	$t(\alpha = 1)$	du ⁴	D(Tb)	Tempo	DT
U	1997:11	-5,39 (**)	3,30	-1,78	0,35	-1,50
WP	1994:06	-10,3(***)	-2,51	5,338	6,448	-6,31(***)
PI	1994:05	-31,9(***)	-4,56	24,83	21,35	-20,6(***)
E	1994:05	-11,7(***)	7,79(***)	31,82	0,50	-0,49
AP	1996:06	-5,94(***)	1,67	2,58	-1,232	-0,17

A análise da tabela 3 mostra que os salários, a inflação e o câmbio apresentam quebra estrutural em meados de 1994, com a implantação do Real. Todas as séries mostraram-se estacionárias. Note-se que no teste de Perron (1997) verifica-se se a série é estacionária em cada período, em separado. Tendo em vista estes resultados, optou-se por fazer a estimação do modelo após a implantação do Plano Real, uma vez que a quebra estrutural pode afetar os valores dos coeficientes do VAR.

A tabela 4 apresenta os resultados da estimação de um modelo VAR envolvendo a variação do salário, a inflação e o desemprego. Cada coluna discrimina os resultados de uma regressão. Entre parênteses estão contidas as estatísticas t.

⁴ No original, Perron (1997) destaca este teste como DU. Optamos por colocar 'du' para diferenciar de nossa nomenclatura para a diferença do desemprego.

Tabela 4 - Resultados da Estimação do VAR (09/1994 a 11/2002)

	WP	PI	U
WP(-1)	-0,6033	0,0004	0,0892
	***[-4,3105]	[0,0209]	***[3,8263]
WP(-2)	-0,0982	0,0111	-0,0034
	[-1,1452]	[0,7806]	[-0,2393]
PI(-1)	1,2101	0,7630	-0,0360
	*[1,9509]	***[7,3542]	[-0,3493]
PI(-2)	0,7064	-0,0706	-0,1300
	[1,3376]	[-0,8000]	[-1,4781]
U(-1)	-2,4189	-0,2292	1,3610
	***[-2,8685]	[-1,6251]	***[9,6904]
U(-2)	2,1832	0,1835	-0,4353
	***[2,7029]	[1,3584]	***[-3,2357]
C	1,9452	0,5457	0,5455
	[0,9300]	[1,5599]	[1,5659]
E	-0,1573	0,0067	0,0217
	**[-2,6006]	[0,6669]	**[2,1600]
R^2	0,2196	0,5403	0,8863
DW	2,0526	2,0186	1,7208
F-test WP	9,3661	0,3118	7,7531
	[0,0002]	[0,2292]	[0,0007]
F-test PI	5,5136	32,7047	1,8952
	[0,0054]	[0,0000]	[0,1561]
F-test U	4,1168	0,2292	229,7511
	[0,0194]	[0,7329]	[0,0000]

* Significantes a 10%. ** Significantes a 5%. *** Significantes a 1%.

Na parte inferior da tabela são relatados os testes de significância das variáveis e o valor-p respectivo entre parênteses. A variação dos salários nominais é explicada no sentido de Granger pela inflação e pelo desemprego, o que comprova em parte a suposição de Phillips. A análise dos coeficientes indica que, assim como o esperado, elevações na

inflação provocam elevações nos acréscimos salariais. Já o desemprego apresenta uma dinâmica mais rica, tendo em vista que a primeira defasagem tem impacto negativo e a segunda um impacto positivo. A variação no câmbio nominal também se mostrou significativa, contudo, com sentido contrário ao esperado, tendo em vista que está indicando que aumentos na cotação cambial reduzem o crescimento do salário nominal.

Já a inflação não foi causada no sentido de Granger nem por variações no salário nominal nem por variações no desemprego, o que contraria o raciocínio de que os custos trabalhistas são repassados à inflação, que dá origem à popularização da curva de Phillips. A única variável que se mostrou significativa foi a inflação defasada, indicando que a dinâmica inflacionária entre 1994 e 2002 deve ter outros tipos de explicação das apresentadas pela curva de Phillips.

Por sua vez, o desemprego mostrou-se causado pelas variações nos salários nominais e por ele mesmo, indicando que a relação originalmente tratada por Phillips não era capaz de apreender toda a dinâmica do mercado de trabalho, pois nele a causalidade ocorre apenas no sentido do desemprego causando a variação no salário nominal. A variação do câmbio nominal também foi significativa, com sentido oposto ao esperado, ou seja, elevações no câmbio, que a princípio devem melhorar a balança comercial e reduzir o desemprego, mostraram-se positivas.

Para poder visualizar os impactos de uma variação do desemprego sobre os salários nominais foi elaborada a função impulso resposta a partir da decomposição de Choleski. Os resultados encontram-se no gráfico 1.

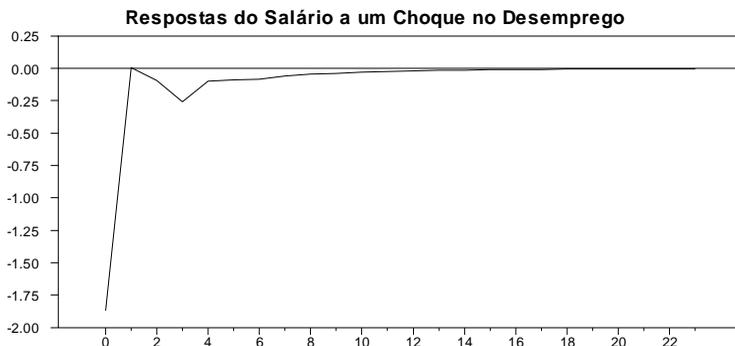


Gráfico 1 – Respostas do salário a um choque no desemprego

O impacto inicial é de queda do salário real a uma elevação do desemprego, sendo que no mês seguinte não se observa impacto, o qual volta a ser sentido de forma negativa a partir dos próximos meses. Os efeitos a partir do quarto mês ainda são sentidos, mas com pequena intensidade.

Outra fonte de análise da relação entre as variáveis consiste em observar a decomposição da variância. A Tabela 5 apresenta os resultados. Na primeira coluna, está discriminada qual a variável que está tendo sua variância decomposta. A segunda coluna indica os *lags* temporais da análise. As demais colunas contêm o percentual da variância que está sendo explicada pela respectiva variável.

Na tabela, nota-se que o desemprego é principalmente explicado pela sua própria variação, sendo que o impacto dos salários se faz presente integralmente já no sexto mês após o choque e o impacto de variações na inflação demoram 18 meses para serem integralmente absorvidos. Já a decomposição da variância dos salários mostra que há uma curva de salário, pois aproximadamente 38% da variância dos salários é explicada pela variância no desemprego. Outro ponto interessante é que o repasse da variação do desemprego é muito rápido, pois no sexto

período já está estabilizado o percentual. A inflação influencia aproximadamente 7% da variância dos salários.

Já a decomposição da inflação mostra que não existe um mecanismo de repasse dos salários para os preços, pois apenas 0,3% da variação da inflação é explicada pela variação dos salários. Já o desemprego apresenta uma importância maior, estabilizando em 14% após 18 meses. Disto pode-se concluir que a influência entre desemprego e inflação esperada na curva de Phillips ocorre pelo lado da demanda e não pelo lado da oferta.

Tabela 5 - Decomposição da Variância

Variável	Lag	U(%)	WP(%)	PI(%)
U	6	90,6	7,1	2,2
	12	88,3	6,8	4,9
	18	87,6	6,8	5,6
	24	87,4	6,8	5,8
WP	6	38,2	54,9	6,9
	12	38,2	54,6	7,2
	18	38,2	54,6	7,2
	24	38,2	54,6	7,2
PI	6	12,6	0,3	87,1
	12	13,9	0,4	85,5
	18	14,0	0,4	85,5
	24	14,1	0,4	85,5

A tabela 6 apresenta os resultados da estimação incluindo-se a variação na produtividade média do trabalho como uma variável exógena ao VAR. Esta inclusão da produtividade como variável exógena ao VAR praticamente dobra a explicação da variação dos salários nominais. Os testes de causalidade desta variável não são alterados, sendo que se nota alteração na significância de algumas defasagens. A variação da produtividade foi significativa e indica que um

aumento provocará redução da variação do salário nominal, ou seja, os ganhos de produtividade são incorporados pelas empresas.

No tocante à inflação, mantém-se a conclusão de que não existe a relação de Phillips para o período em análise. Acrescenta-se à conclusão o fato de que variações na produtividade não afetam os níveis inflacionários.

A análise do desemprego com a inclusão das variações da produtividade revela uma alteração qualitativa importante. A inflação passou a ser significativa no teste de Granger, o que não ocorreu na tabela anterior. Isto indica uma causalidade inversa à proposta pela curva de Phillips. A produtividade mostrou-se significativa, no sentido de elevar o desemprego.

Tabela 6 - Resultados da estimação do VAR para período 09/1994 a 03/2001 – com a variação da produtividade

	WP	PI	U
WP(-1)	-0.7379	0.0181	0.1111
	***[-5.1162]	[0.7530]	***[4.7382]
WP(-2)	-0.3069	0.0143	0.0320
	***[-3.2482]	[0.9098]	**[2.0832]
PI(-1)	1.3514	0.7280	-0.0233
	**[2.1650]	**[6.9764]	[-0.2296]
PI(-2)	1.4561	-0.0854	-0.2707
	***[2.6125]	[-0.9166]	**[-2.9860]
U(-1)	-2.5451	-0.1436	1.3898
	***[-2.9289]	[-0.9888]	***[9.8330]
U(-2)	2.3685	0.0729	-0.4706
	***[2.8535]	[0.5255]	***[-3.4863]
C	1.4287	0.6946	0.5886
	[0.6834]	*[1.9873]	*[1.7311]
E	-0.1424	0.0118	0.0197
	**[-2.0839]	[1.0403]	*[1.7768]
AP	-0.3069	0.0006	0.0514

	***[-4.7945]	[0.0593]	***[4.9385]
R^2	0.4045	0.6228	0.9167
DW	1,9405	1,9430	1,8661
F-test WP	15,2842	0,5670	11,7144
	0,0000	0,5698	0,0000
F-test PI	11,6256	28,9799	6,5113
	0,0000	0,0000	0,0025
F-test U	4,3114	1,4201	234,1314
	0,0171	0,2485	0,0000

* Significantes a 10%. ** Significantes a 5%. *** Significantes a 1%.

O gráfico 2 apresenta a função impulso resposta do desemprego sobre o salário. A inclusão da produtividade ao modelo afeta a relação da dinâmica entre desemprego e salário no sentido de ampliar o efeito cíclico, no início do período de impacto, e de tornar os efeitos com duração maior. Nos dois meses subsequentes ao choque no desemprego, os salários mostram uma pequena recuperação da queda sofrida, depois voltando à dinâmica de quedas cada vez menores. Os efeitos são sentidos com menor intensidade a partir do sexto mês do choque inicial.



Gráfico 2 – Respostas do salário a um choque no desemprego

Estes resultados mostram que o argumento original de Phillips, no qual existe uma relação entre a variação dos salários

e do desemprego, considerando-se variações na produtividade e no câmbio nominal, aplica-se parcialmente ao Brasil, no período em questão. Contudo, sua visão de causalidade estava incompleta, pois existe uma inter-relação entre desemprego e variações nos salários nominais.

A tabela 7 evidencia a decomposição da variância do modelo anterior, seguindo o mesmo procedimento da tabela 5. Neste novo modelo a variância do desemprego apresenta uma dinâmica semelhante ao modelo anterior, contudo, com uma maior explicação sendo feita pelos salários e pela inflação.

Tabela 7 - Decomposição da Variância

Variável	Lag	U(%)	WP(%)	PI(%)
U	6	79,8	15,6	4,5
	12	76,9	14,4	8,6
	18	76,1	14,1	9,8
	24	75,9	14,0	10,1
WP	6	26,5	64,9	8,6
	12	26,7	64,3	8,9
	18	26,8	64,3	8,9
	24	26,8	64,3	8,9
PI	6	14,1	0,9	84,8
	12	17,4	1,4	81,2
	18	18,3	1,6	80,1
	24	18,5	1,6	79,8

Na variação dos salários ocorre o inverso, a importância do desemprego diminui, provavelmente porque este modelo captura as mudanças de produtividade, que afetam os níveis salariais. Não houve uma mudança significativa na variância da inflação, que continua sendo explicada em torno de 18% pelo desemprego.

4.2 Período de março de 2002 a junho de 2009

A tabela 8 apresenta os testes de raízes unitárias para o período no qual a metodologia de cálculo do desemprego é nova. Nota-se que o desemprego é integrado de ordem 1. Já a inflação e a variação dos salários nominais são estacionárias. Como as variáveis endógenas não demonstram o mesmo grau de integração, conclui-se que não há um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. As variáveis inflação esperada e variação cambial são estacionárias, enquanto que a variação na produtividade não é estacionária.

Tabela 8 - Resultados do Teste de Raiz Unitária para período 03/2002 a 06/2009

Variável	Constante e Tendência	Constante	Sem constante e tendência	Conclusão
U	-3,1692	-1,6909	-1,2326	Não estacionária
DU	- 8,4346(**)			Estacionária
WP	- 4,6644(**)			Estacionária
PI	- 4,0257(**)			Estacionária
PIE	- 3,5583(**)			Estacionária
E	- 5,9144(**)			Estacionária
AP	-2,2660	-1,9304	-1,5868	Não estacionária
DAP	-8,7850(**)			Estacionária

A tabela 9 enfoca os resultados da estimação do modelo VAR. Partindo a análise da mesma dos dados dos testes de causalidade de Granger, conclui-se que a variação dos salários nominais é causada pelo seu passado e pelo desemprego; a inflação é causada por seu passado e pelo desemprego e o desemprego é casado pela variação do salário nominal e pelo seu passado. A soma dos coeficientes cujos testes de Granger apontam causalidade revela que a variação do salário nominal é negativamente relacionada com suas defasagens e com o desemprego; a inflação por sua vez é negativamente relacionada com suas defasagens e o desemprego; e, por fim, o desemprego é positivamente relacionado com a variação do salário nominal e suas defasagens.

Tabela 9 - Resultados da estimação do VAR para o período 03/2002 a 06/2009

	WP	PI	U
WP(-1)	-0,5377 ***[-4,2506]	-0,0005 [-0,1113]	0,0151 *[1,9129]
WP(-2)	-0,9069 ***[-6,7971]	-0,0026 [-0,4985]	0,0478 ***[5,7236]
WP(-3)	-0,4379 ***[-3,1791]	-0,0063 [-1,1643]	0,0301 ***[3,4928]
WP(-4)	-0,3701 ***[-3,8212]	0,0008 [0,2178]	0,0311 ***[5,1352]
PI(-1)	0,4487 [0,1461]	0,1171 [0,9690]	0,1093 [0,5684]
PI(-2)	-2,3450 [-0,8355]	-0,0438 [-0,3970]	-0,1169 [-0,6650]
PI(-3)	1,1031 [0,3900]	-0,1477 [-1,3261]	0,0124 [0,0703]
PI(-4)	-1,1552 [-0,4783]	-0,1194 [-1,2561]	0,2607 *[1,7225]
U(-1)	0,9408 [0,4475]	-0,0615 [-0,7431]	0,9338 ***[7,0879]
U(-2)	-4,5672 [-1,5148]	-0,1262 [-1,0631]	0,2287 [1,2106]
U(-3)	-0,9051	0,0948	-0,0936

	[-0,3013]	[0,8018]	[-0,4974]
U(-4)	4,3238 **[2,1080]	0,0235 [0,2918]	-0,1068 [-0,8309]
Constante	4,3294 [0,8938]	-0,0120 [-0,0633]	0,0706 0,2326
PIE	0,4156 [0,4890]	0,2509 ***[7,4989]	-0,0023 [-0,0437]
E	0,2596 [1,5839]	-0,0069 [-1,0769]	-0,0171 *[-1,6731]
AP	-1,0245 ***[-6,3855]	0,0119 *[1,8986]	0,0456 ***[4,5422]
DW	2,3917	1,4873	2,2855
F-test WP	13,6823 0,0000	0,5846 0,6749	11,5487 0,0000
F-test PI	0,2419 0,9135	2,9083 0,0277	1,1056 0,3611
F-test U	2,0743 0,0937	3,2189 0,0176	192,5756 0,0000

* Significantes a 10%. ** Significantes a 5%. *** Significantes a 1%.

No tocante às variáveis independentes, a inflação esperada mostrou-se significativa para a inflação. Elevações nas expectativas inflacionárias provocam aumento na inflação, podendo ser resultado de comportamento preventivo por parte das empresas. Já os aumentos na produtividade mostraram-se significantes para as três variáveis do modelo. Uma intensificação do aumento da produtividade provoca reduções na variação dos salários nominais e aumentos do desemprego. Esta configuração revela que os ganhos de produtividade estão sendo incorporados pelas empresas e não repassados aos trabalhadores. O aumento da produtividade também está gerando aumento da inflação, o que possui sinal contrário ao esperado pela teoria econômica.

Uma análise global destes resultados leva à conclusão que: i) há um efeito temporário entre desemprego e variações nos salários nominais; ii) não se pode desprezar os efeitos do avanço tecnológico sobre os salários (como fez Phillips na sua

aplicação empírica original, apesar de ter considerado teoricamente esta possibilidade); iii) há uma relação, nem de curto prazo nem de longo prazo, entre o desemprego e a inflação; iv) o mecanismo de repasse dos aumentos de salários para os preços, que é a origem do argumento da curva de Phillips, não funciona atualmente no Brasil.

A variação cambial não se mostrou significativa em nenhuma regressão em separado. Portanto, foi feito o teste da razão da verossimilhança para verificar se esta variável deve ser mantida no modelo. A estatística do teste foi 4,9837 (com significância de 0,1730), o que leva a não rejeição da hipótese nula de que a variação cambial deve ser excluída do modelo. Como existe ampla literatura indicando que muitas vezes o impacto da variação cambial ocorre com alguma defasagem, optou-se por re-estimar o VAR com a variação cambial defasada em um período. Os resultados encontram-se na tabela 10. A inclusão da defasagem na variação cambial provoca algumas modificações nos resultados, a principal delas é que aumentos na cotação cambial (desvalorizações cambiais) provocam aumentos da inflação.

Tabela 10 - Resultados da estimação do VAR para período 03/2002 a 06/2009

	WP	PI	U
WP(-1)	-0,5198 ***[-4,0653]	-0,0014 [-0,2947]	0,0139 *[1,7420]
WP(-2)	-0,9030 ***[-6,6842]	-0,0030 [-0,6053]	0,0475 ***[5,6156]
WP(-3)	-0,4093 ***[-2,9387]	-0,0078 [-1,4892]	0,0282 ***[3,2325]
WP(-4)	-0,3598 ***[-3,6249]	-0,0005 [-0,1374]	0,0304 ***[4,8932]
PI(-1)	-1,0777 [-0,3383]	0,2144 *[1,7891]	0,2115 [1,0583]

PI(-2)	-3,5123 [-1,2449]	0,0074 [0,0705]	-0,0393 [-0,2239]
PI(-3)	1,7132 [0,6075]	-0,1369 [-1,2903]	-0,0274 [-0,1549]
PI(-4)	-2,0300 [-0,8571]	-0,1014 [-1,1380]	0,3185 **[0,0356]
U(-1)	0,9464 [0,4437]	-0,0482 [-0,6011]	0,9337 ***[6,9784]
U(-2)	-4,6280 [-1,5162]	-0,1369 [-1,1920]	0,2325 [1,2144]
U(-3)	-1,1687 [-0,3841]	0,1129 [0,9867]	-0,0759 [-0,3980]
U(-4)	4,4805 **[2,1586]	0,0146 [0,1872]	-0,1172 [-0,9006]
Constante	4,1078 [0,8385]	-0,0038 -0,0209	0,0853 0,2776
PIE	1,0305 [1,1316]	0,2110 ***[6,1590]	-0,0434 [-0,7609]
E(-1)	-0,1638 [-0,9406]	0,0160 **[2,4433]	0,0110 [1,0125]
AP	-1,0514 ***[6,4492]	0,0138 **[2,2533]	0,0474 ***[4,6415]
DW	2,4128	1,5791	2,3356
F-test WP	12,9391 0,0000	0,7013 0,5937	10,8095 0,0000
F-test PI	0,7201 0,5807	3,1061 0,0208	1,5624 0,1943
F-test U	2,1505 0,0839	2,6199 0,0423	185,1597 0,0000

* Significantes a 10%. ** Significantes a 5%. *** Significantes a 1%.

No tocante às causalidades, a defasagem do câmbio não alterou os resultados finais, mantendo as causalidades já destacadas na tabela 9. Quanto à soma dos coeficientes cujos

testes de Granger apontam causalidade, os dois modelos também não diferem em seus sinais. A única diferença marcante é que a memória inflacionária no segundo modelo é bem inferior (10% da existente na primeira). As variáveis independentes do modelo (com exceção do câmbio) também não apresentam diferenças em suas significâncias e sinais.

As duas estimativas levam à conclusão de que a versão novo-keynesiana da curva de Phillips parece ser mais aderente à atual conjuntura da economia brasileira. Isto porque os comportamentos da inflação passada, do desemprego, da inflação esperada, do câmbio e da produtividade influenciam a trajetória da inflação. Ao mesmo tempo, a versão teórica de Phillips acerca do relacionamento entre a variação do salário nominal e o desemprego, afetados pela produtividade, pelo câmbio e pelas expectativas, também se mostrou válida para o Brasil. A importância dos modelos estimados está em revelar que também há um processo de realimentação do mercado de trabalho tendo em vista o comportamento dos salários.

Para visualizar os efeitos do desemprego sobre a variação do salário e sobre a inflação, são expostos nos gráficos 3 e 4 as funções de impulso resposta, considerando-se os resultados estimados na tabela 10. Como o desvio padrão do desemprego é de 1,5993, no período de análise, pode-se constatar que se houver um aumento no desemprego de 1,60 pontos percentuais, os salários sofrerão uma queda de aproximadamente 3% no primeiro mês, com dissipação cíclica destes efeitos, sendo que a partir de um ano os efeitos deixam de ser sentidos. Como as quedas são maiores que as altas, o efeito final é negativo.



Gráfico 3 – Respostas do salário a um choque no desemprego

Já a dinâmica da inflação mostra que uma elevação no desemprego apresenta impacto de curta duração sobre a inflação, mas que desloca o trajeto do processo inflacionário. A média da inflação no período foi de 0,5547% ao mês. Como o impacto máximo ocorre no segundo mês e corresponde a uma redução de 10,8% nos níveis inflacionários, com rápida reversão do impacto a reduções abaixo de 1% já no quarto mês. Outro ponto a ser destacado é que o desvio padrão da inflação é de 0,4771. Como o maior impacto é praticamente um quinto do desvio padrão, conclui-se que uma parcela muito pequena da variância da inflação deve-se a variações no desemprego.

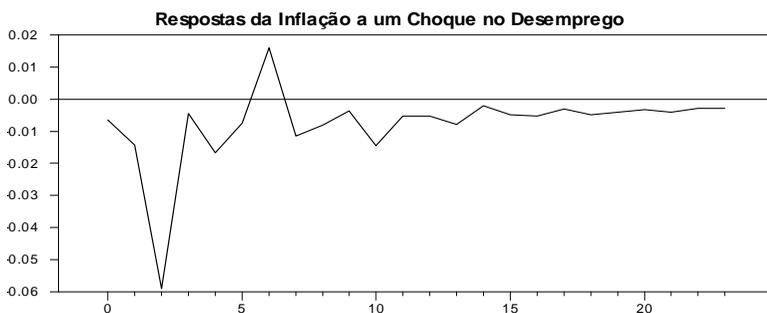


Gráfico 4 – Resposta da inflação a um choque no desemprego

Assim como feito na seção anterior, é discriminada, na tabela 11, a decomposição da variância para completar a análise de impulso resposta.

Tabela 11 - Decomposição da Variância

Variável	Lag	U(%)	WP(%)	PI(%)
U	6	65,9	32,1	1,8
	12	64,4	32,5	3,0
	18	63,6	33,1	3,2
	24	63,3	33,3	3,3
WP	6	33,6	64,9	1,3
	12	34,3	63,9	1,6
	18	34,3	63,9	1,7
	24	34,3	63,9	1,7
PI	6	7,0	6,1	86,8
	12	8,1	6,6	85,2
	18	8,3	6,8	84,8
	24	8,4	6,8	84,6

O fato mais importante desta tabela é que desde o sexto mês todas as influências de transferência de variação já são totalmente capturadas. A inflação mostrou-se, neste segundo período, com pouca dependência dos salários e da inflação. A curva de salário aparece de forma muito mais evidente, tendo em vista que 34,3% da variação dos salários se deve a variações no desemprego.

5 Conclusões

As estimações realizadas permitem que se afirme que a implantação do sistema do regime de metas de inflação no Brasil leva a alteração na relação da curva de Phillips no País. Na primeira fase do Plano Real, não houve evidências da existência da curva de Phillips, apenas de uma curva de salários.

Já no atual momento econômico brasileiro, a curva de Phillips, em sua versão novo-keynesiana, mostrou-se presente, mas de forma tênue. A baixa significância do teste de causalidade do desemprego sobre a inflação e os pequenos e breves impactos de variações no desemprego sobre esta variável indicam que não é possível falar que manter o controle inflacionário causem elevados níveis de desemprego.

A existência da curva de salários nos dois períodos, com funções impulso resposta indicando perdas salariais com a elevação do desemprego, sem a devida contrapartida no processo inflacionário, indica que não existe um mecanismo de repasse dos aumentos salariais para os preços. Outro ponto que merece destaque é que o avanço na produtividade, ao invés de elevar o salário sem que provoque inflação (como sugerido pela microeconomia), reduz o salário e eleva o desemprego. Este impacto do aumento da produtividade sobre os salários talvez explique porque quando há um processo de redução dos salários este não é repassado para o processo inflacionário, ou seja, as flutuações nas margens das empresas absorvem as flutuações salariais, impedindo que o mecanismo da curva de Phillips funcione plenamente no Brasil.

A relevância da variação cambial e das expectativas inflacionárias sobre a inflação amplia os argumentos do Banco Central em controlar a demanda e evitar uma brusca desvalorização cambial via manutenção das taxas de juros reais elevadas, pois uma alteração neste caminho iria significar vários mecanismos de ampliação da inflação funcionando simultaneamente.

6 Referências

BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. Teoria e política econômica. 3.ed. São Paulo: Prentice Hall, 2004.

CAMPOS, L.H.R; LIMA, R. C. Histerese no mercado de trabalho brasileiro: uma aplicação de teste de raiz unitária para dados em painéis heterogêneos. **Revista Textos Econômicos**. Recife: Ed. Universitária da UFPE, 2005, p.7 – 31.

CORRÊA, L. F. C.; CAMPOS, L. H. R; LIMA, J. P. R. Conversibilidade, estabilidade econômica e crescimento: reflexos sobre o caso do Brasil. **Textos para Discussão n. 480**. Recife: PIMES, 2005.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FARTO, M. J. A Crise da Teoria Keynesiana. **Vértice**. Lisboa:, maio, p. 37 – 49, 1989.

LIPSEY, R. G. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957: a further analysis. **Economica**. London: London School of Economics and Political Science, n. 27. (Feb): 1-31, 1960.

LOPES, F. **O choque heterodoxo: combate à inflação e reforma monetária**. Rio de Janeiro: Campus, 1986.

MANKIW, G. N. Recent developments in macroeconomics: a very quick refresher course. **Journal of Money, Credit and Banking**. Cleveland: Federal Reserve of Cleveland, Vol. 20, n.3 ago 436-449, 1988.

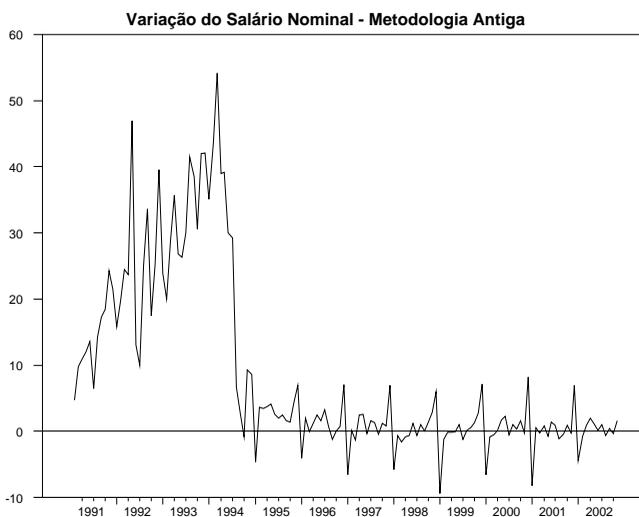
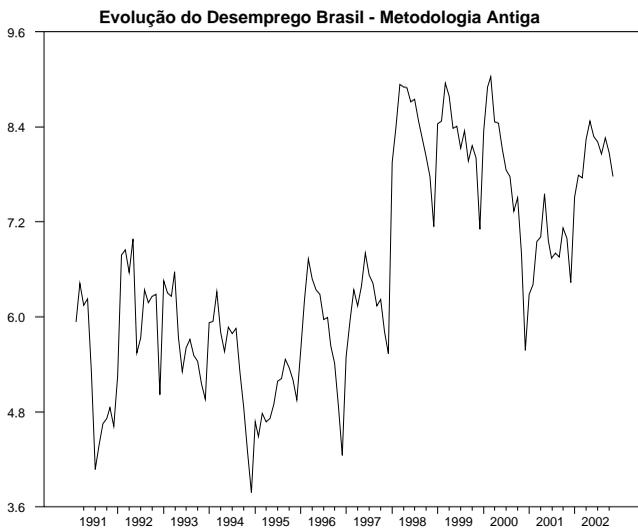
PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957. **Economica**. London: London School of Economics and Political Science, n. 25. (Nov): 283-299, 1958.

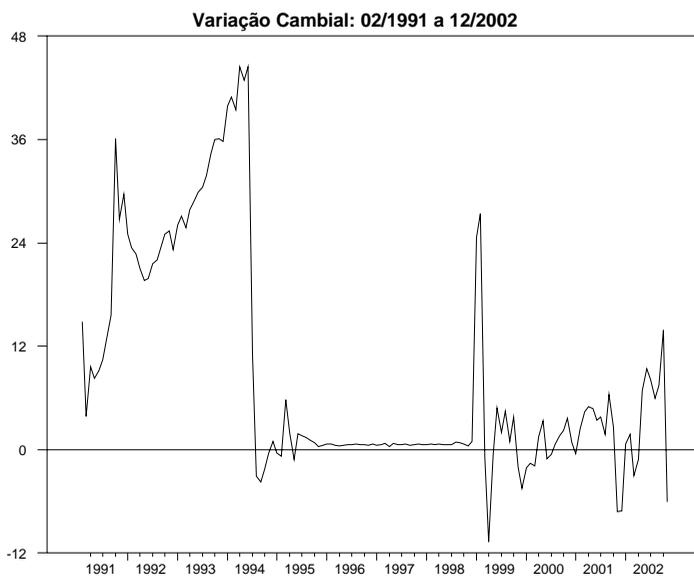
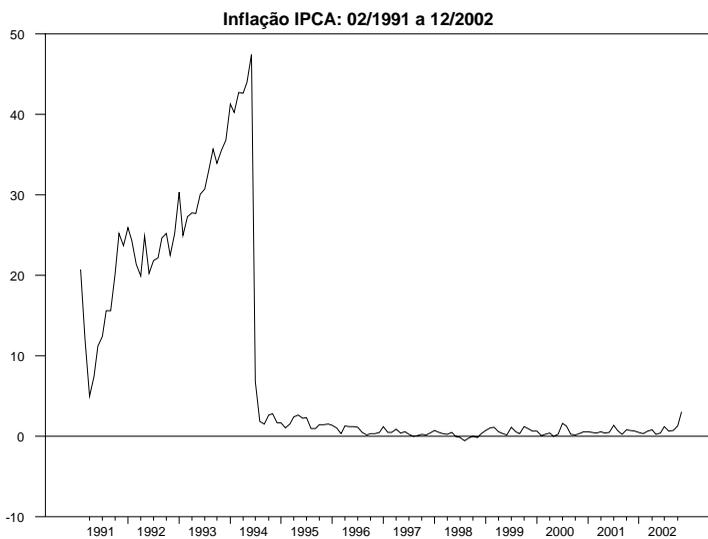
ROMER, David. **Advanced macroeconomics**. 2nd ed. New York: McGraw-Hill Higher Education. 2001.

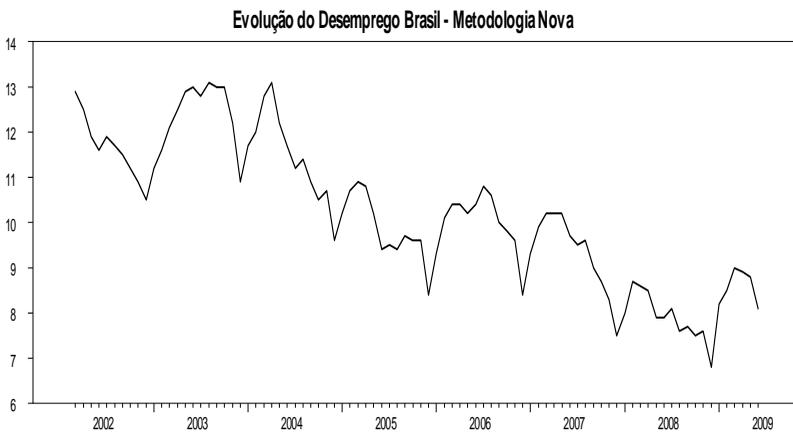
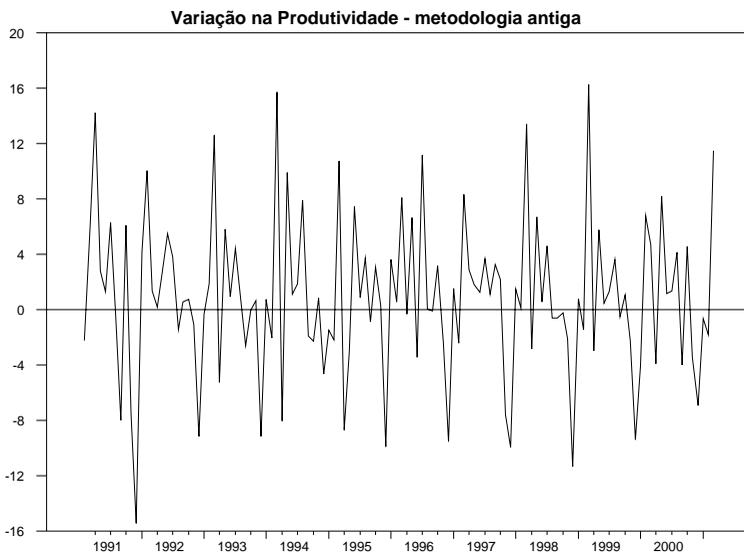
ROSA, A. S. Uma estimação da curva de Phillips para Portugal. **Documento de Trabalho** n. 2004/08. Évora: Universidade de Évora, 2004. 25p.

SAMUELSON, P. A.; SOLOW, R. M. Analytical aspects of anti-inflation policy. **American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, 1960. n. 50. (May): 177-194.

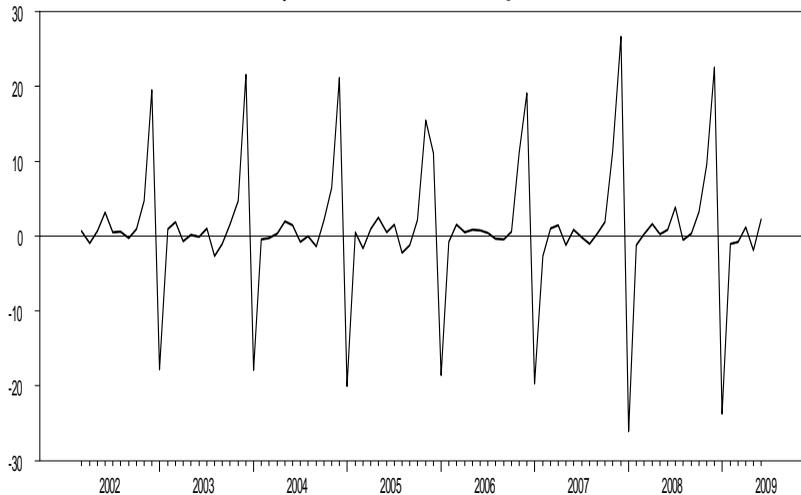
7. Anexos



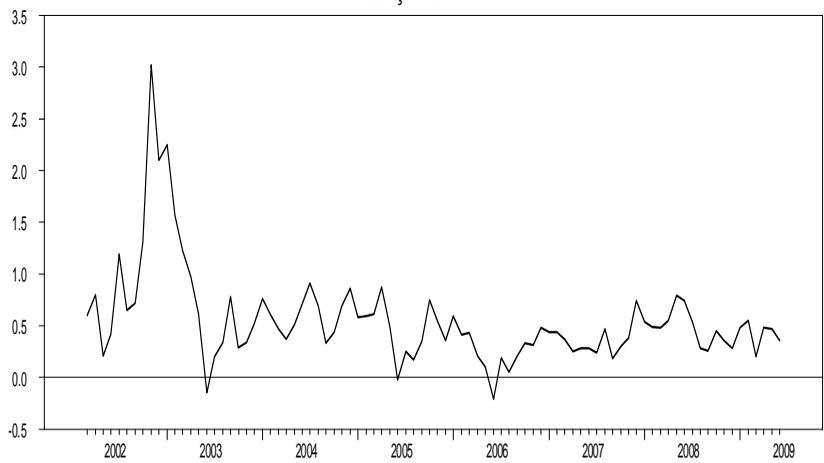




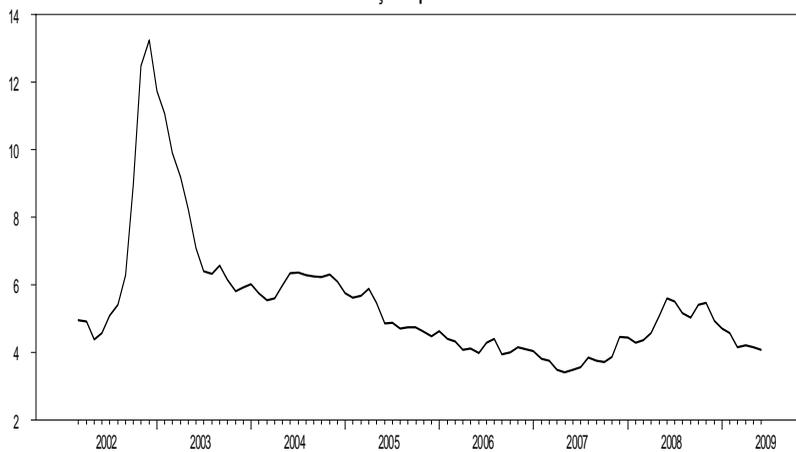
Varição do Salário Nominal - Metodologia Nova



Inflação - IPCA



Inflação Esperada



Varição Cambial

