



TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 544

**PROPOSIÇÃO E ESTIMAÇÃO DE UMA CURVA DE PHILLIPS ESTRUTURALISTA PÓS-
KEYNESIANA**

**Antonio Claudio Cerqueira
Gilberto Libânio**

Dezembro de 2016

Universidade Federal de Minas Gerais

Jaime Arturo Ramírez (Reitor)

Sandra Regina Goulart Almeida (Vice-reitora)

Faculdade de Ciências Econômicas

Paula Miranda-Ribeiro (Diretora)

Lizia de Figueirêdo (Vice-diretora)

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar)

Mônica Viegas Andrade (Diretora)

Eduardo da Motta e Albuquerque (Vice-Diretor)

José Irineu Rangel Rigotti (Coordenador do
Programa de Pós-graduação em Demografia)

Marco Flávio da Cunha Resende (Coordenador do
Programa de Pós-graduação em Economia)

Laura Lúcia Rodríguez Wong (Chefe do
Departamento de Demografia)

Edson Paulo Domingues (Chefe do Departamento
de Ciências Econômicas)

Editores da série de Textos para Discussão

Aline Souza Magalhães (Economia)

Adriana de Miranda-Ribeiro (Demografia)

Secretaria Geral do Cedeplar

Maristela Dória (Secretária-Geral)

Simone Basques Sette dos Reis (Editoração)

<http://www.cedeplar.ufmg.br>

Textos para Discussão

A série de Textos para Discussão divulga resultados preliminares de estudos desenvolvidos no âmbito do Cedeplar, com o objetivo de compartilhar ideias e obter comentários e críticas da comunidade científica antes de seu envio para publicação final. Os Textos para Discussão do Cedeplar começaram a ser publicados em 1974 e têm se destacado pela diversidade de temas e áreas de pesquisa.

Ficha catalográfica

C416p	Cerqueira, Antonio Claudio.
2016	Proposição e estimação de uma Curva de Phillips estruturalista pós-keynesiana /Antonio Claudio Cerqueira, Gilberto Libânio. – Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2016.
	38 p. : il. - (Texto para discussão, 544)
	ISSN 2318-2377
	Inclui bibliografia e anexos.
	1. Economia keynesiana. 2. Macroeconomia. 3. Inflação. I. Libânio, Gilberto. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Série.
	CDD: 339

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG –
NMM/0104/2016

As opiniões contidas nesta publicação são de exclusiva responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo necessariamente o ponto de vista do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), da Faculdade de Ciências Econômicas ou da Universidade Federal de Minas Gerais. É permitida a reprodução parcial deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções do texto completo ou para fins comerciais são expressamente proibidas.

Opinions expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect views of the publishers. The reproduction of parts of this paper of or data therein is allowed if properly cited. Commercial and full text reproductions are strictly forbidden.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL

**PROPOSIÇÃO E ESTIMAÇÃO DE UMA CURVA DE PHILLIPS ESTRUTURALISTA PÓS-
KEYNESIANA***

Antonio Claudio Cerqueira

Cedeplar/UFMG

Gilberto Libânio

Cedeplar/UFMG

CEDEPLAR/FACE/UFMG
BELO HORIZONTE
2016

* Artigo extraído da Tese de Doutorado de Antonio Claudio Cerqueira, orientada por Gilberto Libânio, defendida em 21/03/2016 no CEDEPLAR/UFMG com o título de “Ensaio sobre Inflação, Dinâmica Produtiva e Política Econômica em uma Abordagem Estruturalista Pós-Keynesiana”.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	3
MODELO FORMAL	5
EVIDÊNCIAS PRÉVIAS	7
ESTUDO EMPÍRICO	8
MÉTODOS ESTATÍSTICOS	10
ESTIMAÇÃO DA <i>CPE</i>	11
COMPARAÇÃO ENTRE GRUPOS DE PAÍSES EM PERÍODOS SUCESSIVOS	14
CONCLUSÕES	17
ANEXO	18
Base de Dados	18
Descrição das variáveis	18
Frequência de <i>missing data</i>	20
Estatísticas Básicas	21
Testes de Razão de Verossimilhança para Heterocedasticidade	23
Testes de Raiz Unitária	23
Modelos Econométricos	24
<i>Softwares</i> e Especificações	25
<i>Dropping</i> de variáveis nas estimações	26
Quebra Estrutural em 2007	28

RESUMO

Usando como referência o Modelo Estendido Pós-Keynesiano (EPKM) – modelo canônico desta abordagem para o tratamento da relação entre inflação, dinâmica produtiva e política econômica– desenvolve-se a Curva de Phillips Estruturalista (*CPE*), uma equação inflacionária baseada na regra de *markup* que estabelece a inflação enquanto trajetória dinâmica com inércia parcial que varia com o hiato do produto, o conflito distributivo e as relações externas. A *CPE* é estimada em painel de países após definir-se o hiato do produto por formulação que captura tendências linearmente divididas em partes, sendo obtido, como esperado, um parâmetro da inflação passada com valor menor que a unidade e parâmetros de hiato do produto, conflito distributivo e relações externas significativos na maioria dos grupos de países e períodos. As estimativas realizadas suportam com sucesso a abordagem proposta sobre os determinantes da inflação, confirmando a relevância da regra teórica de inércia parcial do processo inflacionário e estabelecendo o conflito distributivo e as relações externas como fundamentos centrais desta dinâmica.

ABSTRACT

Using as reference the Extended Post-Keynesian Model (EPKM) – canonical model from this approach to treatment of the relationship between inflation, output dynamic and economic policy – is developed the Structuralist Phillips Curve (*CPE*), an inflationary equation based on markup rule that establishes inflation as a dynamic path possessing partial inertia and that varies with the output gap, the distributive conflict and the external relations. The *CPE* is estimated in panels of countries after defining output gap by a formulation where trends are linearly divided into parts, being obtained, as expected, a parameter of past inflation with a value lesser than unity and where the parameters of output gap, distributive conflict and external relations are relevant in most groups of countries and periods. The estimates successfully support the proposed approach on inflation determinants, confirming the relevance of partial inertia theoretical rule of inflationary process and being established the distributive conflict and the external relations as central pivots of this dynamic.

INTRODUÇÃO

A literatura Pós-Keynesiana estatui que a política monetária efetuada sob a ótica do *mainstream economics* – baseada nas hipóteses de produto determinado pelo lado da oferta e de neutralidade da moeda – gera um viés permanente de alta para a taxa de juros e de baixa para o crescimento do produto.

Lavoie (2006) destaca como o *policymaker*, assumindo a existência prática de uma taxa natural de crescimento derivada da definição de uma trajetória ótima imposta pelo lado da oferta (capital, trabalho e progresso técnico), tende a praticar uma política monetária para manutenção de inflação baixa que gera um viés permanente de alta da taxa de juros real e de baixa da taxa de crescimento. Ao postular que os determinantes do crescimento do produto independem das condições de demanda, atua-se sobre a inflação acreditando que as flutuações de curto-prazo não afetam a trajetória do produto no longo prazo.

Associando a histerese existente no produto à hipótese de que a evolução da demanda determina as trajetórias do produto corrente e potencial, Lavoie (2006) propõe um modelo alternativo que atenda aos pressupostos da abordagem Pós-Keynesiana. Definindo um sistema de equações – composto de (L.1) $g = g_0 - \beta r + \varepsilon_1$; (L.2) $d\pi/dt = \gamma(g - g_n) + \varepsilon_2$; (L.3) $r = r_0 + \alpha_1(\pi - \pi^T) + \alpha_2(g - g_n^e)$; (L.4) $r_0 = r_{nT} = (g_0 - g_n)/\beta$; onde g é taxa de crescimento efetiva, g_0 cobre os componentes de crescimento autônomos, g_n é taxa de crescimento natural, g_n^e é taxa de crescimento natural percebida pelo *policymaker*, π é taxa de inflação, π^T é meta de inflação, r é taxa de juros, $r_0 = r_{nT}$ é taxa natural de juros reais, ε_1 , ε_2 e ε_3 são choques temporários, e as demais notações são parâmetros comportamentais –, quando se estipula que a taxa de juros varia com os choques permanentes de demanda no sentido de impedir a aceleração inflacionária, gera-se uma taxa natural que é endógena às condições de demanda, (L.5) $dg_n/dt = \theta(g - g_n) + \varepsilon_3$. A modificação efetuada sobre a taxa natural, tornando-a dependente das condições de demanda ($g - g_n$), faz com que o sistema não mais se encaminhe para um equilíbrio único, passando a prevalecer um *locus* de múltiplas soluções.¹

Setterfield (2006) também demonstra que a estabilidade do modelo *mainstream* advém da hipótese de haver uma gravitação do produto em torno de uma trajetória ótima definida exogenamente. No sistema de equações – composto de (M.1) $y = y_0 - \delta r$; (M.2) $p = p_{-1} + \alpha(y - y_n)$; (M.3) $\dot{r} = \beta(y - y_n) + \gamma(p - p^T)$; onde y é taxa de crescimento efetiva, y_0 é taxa de crescimento do produto herdada, y_n é taxa de crescimento natural, p é inflação, p_{-1} é inflação passada, p^T é meta de inflação, r é a taxa de juros, \dot{r} é a variação da taxa de juros, e as demais notações são parâmetros comportamentais – gera-se necessariamente estabilidade dinâmica no *steady state*, quando $\dot{y} = \dot{p} = 0$.²

Entretanto, tão logo se descarta a viabilidade teórica da taxa natural exógena e se introduz o ‘conflito distributivo’ diretamente na equação inflacionária, passa a se obter múltiplas soluções onde a taxa de crescimento do produto depende da meta de inflação estabelecida, além de variar positivamente com esta. Esta modificação do sistema de equações produz o Modelo Estendido Pós-Keynesiano (EPKM), definido como o seguinte sistema de equações – (E.1) $y = y_0 - \delta r$; (E.2) $p = p_{-1} + \alpha y +$

¹ Não se procede à demonstração da solução do modelo, pois esta é uma manipulação algébrica guiada pela Teoria de Sistemas a partir das equações estruturais do modelo. Caso haja a curiosidade sobre os passos, consultar *op. cit.*

² Não se procede à demonstração da solução matemática do modelo por ser trivial, não importando para a interpretação dos resultados obtidos.

$\varphi\theta Z$ e (E.3) $\dot{r} = \gamma(p - p^T)$; onde y é taxa de crescimento do produto, y_0 é taxa de crescimento do produto herdada, p é inflação, p_{-1} é inflação passada, p^T é meta de inflação, r é a taxa de juros, \dot{r} é a variação da taxa de juros, Z é capacidade dos trabalhadores de alterar o salário real, e as demais notações são parâmetros comportamentais—, de onde se gera múltiplas soluções de equilíbrio ao longo de $p^* = p^T$ e $y^* = \frac{(1-\varphi)p^* - \theta Z}{\alpha}$.³

Desenvolvimentos posteriores – Lima & Setterfield (2008), Lima & Setterfield (2011) –, embora propondo importantes adições e aperfeiçoamentos ao *EPKM*, como um tratamento da questão das expectativas eo papel do canal de custos da taxa de juros na dinâmica inflacionária, não alteram as características básicas do modelo canônico, de haver uma Curva de Phillips exibindo ‘conflito distributivo’ explícito e uma Curva-*IS* baseada em relação definida e temporalmente estável da taxa de juros com o produto.

No *EPKM* a Curva de Phillips pode ser definida pelas seguintes características fundamentais: (i) comportamento dinâmico da inflação baseada na regra de *markup*;⁴ (ii) processo inflacionário convergente por prevalecer (em geral) inércia parcial da inflação em relação a seu comportamento passado, como atesta a maioria das experiências históricas em que inflação somente evolui para a condição de inércia plena (ou hiperinflacionária) em raros episódios;⁵ (iii) impacto das variações de demanda mensurado por meio da influência do ‘hiato do produto’, desde que calculado de modo condicional à fase do ciclo; e (iv) embate entre salários e lucros, resultado do ‘conflito distributivo’, tendo impacto direto e mensurável sobre a inflação.

O objetivo central deste ensaio é, pois, o de derivar uma Curva de Phillips, a ser chamada de Curva de Phillips Estruturalista (*CPE*), para estimá-la em um painel de países de modo a verificar a adequação de seus postulados. A Curva de Phillips a se propor possuirá características próprias derivadas de um estudo teórico mais amplo, não podendo ser considerada como uma representação exata da equação de inflação presente do modelo canônico (*EPKM*), que serve, assim, apenas de inspiração para a construção da equação a ser estimada.

ACPE será derivada da regra de *markup* característica do setor industrial da economia, assumida como padrão de determinação dos preços da economia. Postula-se, ainda, que a margem de lucros tem um comportamento anticíclico, advindo da verificação empírica de ser a variação do salário nominal sempre maior que a inflação.⁶

O modelo de precificação é embasado na organização oligopólica dos conglomerados industriais dominantes, na qual a capacidade ociosa e a diversificação produtiva são planejadas estrategicamente para gerar barreiras à entrada, ganhos de escala e ganhos de escopo – estáticos e dinâmicos. Os ganhos de escalas estáticos decorrem do grau de utilização das plantas, em que a queda dos custos unitários de

³ Novamente, não se procede à demonstração da solução por ser considerada trivial.

⁴ Ver Bresser-Pereira & Nakano (1986) para uma exposição sintética da relação entre *markup* e Curva de Phillips.

⁵ Serrano (1986), ao analisar o processo inflacionário brasileiro da década de 80, conclui que o aparente cenário de inércia plena é mais propriamente definido como uma conjugação de inércia com ‘conflito distributivo’ acirrado.

⁶ Para Amadeo (1986) o comportamento procíclico dos salários reais e anticíclico do *markup* é consensual na literatura. Mais recentemente, Edmond & Veldkamp (2009) relatam a forte evidência empírica sobre a menor variabilidade de preços em relação a custos marginais baseando a hipótese do caráter anticíclico do *markup*.

produção vem do aumento do uso da capacidade instalada, enquanto os ganhos de escala dinâmicos decorrem da expansão industrial gerando processos “*learning by doing*”.

Na abordagem estruturalista considera-se que a inércia do processo inflacionário advém das formas de indexação – formal e informal – que surgem naturalmente da evolução histórica do ‘conflito distributivo’, em princípio válido para todos os países que compartilham do modo de produção capitalista. Parte-se do princípio de se ter uma inércia parcial, como atesta a maioria dos casos de inflação estável e controlada, somente evoluindo para a condição de inércia plena em raros episódios de aceleração inflacionária ou hiperinflação.”

Na *CPE* a inflação terá sempre uma tendência decrescente na ausência de choques devido à inércia parcial prevalecente.⁷ Além disso, sendo a taxa natural de crescimento endogenamente determinada pelo *PDE*, o ‘hiato do produto’ – calculado de modo condicional às fases do ciclo – torna-se a variável-chave que determina simultaneamente as trajetórias da inflação, do produto efetivo e do produto potencial. Finalmente, ao incorporar na equação inflacionária uma variável representativa do ‘conflito distributivo’ para se captar o impacto do embate entre salários e lucros, corrige-se um importante viés de omissão que tende a superestimar o valor da inércia⁸.

Ao construir-se a *CPE* atendendo aos pressupostos da visão estruturalista Pós-Keynesiana, pretende-se, então, estimá-la em um painel de países para efetuar comparações que destaquem as particularidades dos países nos diferenciados estágios de desenvolvimento econômico e institucional, de distribuição de renda e de tratamento do ‘conflito distributivo’.

MODELO FORMAL

Parte-se estruturalmente da equação de preços via *markup*:

$$P = (1 + M) \left(\frac{W}{Q} + VT X \right) \quad (1)$$

Em (1), P é o preço médio, M é o *markup* médio, W é o salário nominal, Q é produtividade, V é o preço das *commodities*, T é a taxa de câmbio e X é a proporção de *commodities* utilizadas no produto, que varia de país para país e ao longo do tempo.

Aplica-se logaritmo e diferencia-se no tempo,⁹ obtendo-se a seguinte equação transformada segundo variáveis definidas como taxas de variação:

$$\Delta p = \Delta m + \theta(\Delta w - \Delta q) + \phi(\Delta v + \Delta t) \quad (2)$$

⁷ Existem três soluções teóricas possíveis para o sistema dinâmico $\pi_t = \alpha \pi_{t-1}$: (i) tender assintoticamente a zero quando $\alpha < 1$; (ii) não se alterar em relação ao valor inicial quando $\alpha = 1$; (iii) explodir para o infinito quando $\alpha > 1$.

⁸ Ver Serrano (1986).

⁹ Para simplificar a notação, a primeira derivada parcial da variável x em relação ao tempo t , $\Delta x / \Delta t$, é expressa como Δx .

Em (2), Δp é a inflação, Δm é a variação do *markup*, Δw é a variação do salário nominal, Δq é a variação da produtividade, Δv é a inflação de *commodities*, Δt é variação da taxa de câmbio, sendo θ e ϕ as proporções vigentes entre produto doméstico e importado ($\theta + \phi = 1$).

Supõe-se que a variação do salário nominal sobre a variação da produtividade segue uma regra fornecida por aspectos institucionais (indexação), econômicos (variações do produto e emprego) e políticos ('conflito distributivo'), de tal modo que:

$$\Delta w - \Delta q = a\Delta p_{-1} + b(\Delta x) + z \quad (3)$$

Em (3), $\Delta w - \Delta q$ é o aumento do salário nominal corrigido pelo aumento da produtividade, que mensura o impacto efetivo do custo do trabalho na determinação do preço, Δp_{-1} é a inflação passada, a é o parâmetro de inércia (teoricamente menor que a unidade), Δx é o 'hiato do produto' tendencial estocástico, calculado sob as hipóteses de crescimento liderado pela demanda e 'histerese forte' no produto,¹⁰ que capta as pressões extraordinárias de demanda sobre o custo de trabalho, b é o parâmetro que mensura o impacto direto sobre o custo de trabalho da pressão de demanda decorrente das flutuações em relação ao produto tendencial, e z representa a influência de choques decorrentes do 'conflito distributivo', que denota a constante busca por aumentos autônomos do salário real para melhorar as condições gerais de sobrevivência dos trabalhadores.

Esta equação salarial baseia-se em fartas evidências¹¹ sobre como a indexação, o 'conflito distributivo' e pressões de mercado afetam a dinâmica salarial mediada por ganhos de produtividade, que são o fator estrutural permitindo às empresas diluir as pressões de custo salarial por via de um aumento da produção e de um maior grau de utilização da capacidade instalada¹².

Postula-se que a variação do *markup* é anticíclica em relação ao 'hiato do produto' tendencial estocástico, e que não há uma reação permanente da margem de lucro à variação da taxa de juros¹³.

$$\Delta m = -h(\Delta x) \quad (4)$$

Em (4), h é o parâmetro que mensura o impacto inverso sobre o *markup* da pressão de demanda decorrente de flutuações em relação ao produto tendencial.

Assumindo-se que a taxa de câmbio varia de forma relativamente livre, ao substituir (3) e (4) em (2) obtém-se, finalmente, a equação da CPE:

¹⁰ Em Libânio (2005, 2009) a 'histerese forte' no produto relaciona-se à hipótese de ser o crescimento liderado pela demanda, implicando que as variações no produto corrente se devem a variações da demanda efetiva, gerando efeitos tendenciais de crescimento do produto, ou mais exatamente do produto potencial, em cada fase cíclica considerada.

¹¹ Ver, à respeito, Bresser-Pereira & Nakano (1986).

¹² Por se adotar, aqui, um nível alto de agregação que será dinamizada para um estudo econométrico dinâmico, não irá se considerar eventuais impactos das mudanças das estruturas produtivas (tendência a aumento da participação do setor de serviços, mudanças setoriais no setor da indústria, etc.) sobre a dinâmica inflacionária.

¹³ Evidências empíricas apontam que inflação causada por aumento da taxa de juros desaparece após algum período, em uma complexa dinâmica que embasa uma extensa discussão na literatura nomeada de *price puzzle* por Sims (1992) ao formular modelos VAR de política monetária. Por se adotar uma visão abrangendo longos períodos anuais, irá se ignorar aqui os efeitos sobre custos das variações da taxa de juros, referendando-se a suposição de estes serem não permanentes. Na perspectiva heterodoxa, ver a profunda discussão sobre *cost-push channel* em Lima & Setterfield (2010).

$$\Delta p = (\theta a)\Delta p_{-1} + (\theta b - h)\Delta x + \theta z + \phi(\Delta v + \Delta t) \quad (5)$$

Esta, pois, é a *CPE* que será testada nos estudos empíricos.

EVIDÊNCIAS PRÉVIAS

Sobre histerese do produto e endogeneidade da taxa natural de crescimento, destaca-se o trabalho seminal de Leon-Ledesma&Thirlwall (2002), validando a hipótese em estudo realizado sobre uma amostra de 15 países da OCDE no período 1961-1995. Libânio (2009) estende a metodologia para uma amostra de 12 países da América Latina no período 1980-2004, obtendo idêntica conclusão. Vogel (2009), em amostra de 11 países latino-americanos no período 1986-2003, confirma a hipótese sobre a endogeneidade da taxa natural de crescimento ao analisar a sensibilidade da taxa natural de crescimento em relação à taxa real de crescimento em um sistema que adiciona uma variável binária para os períodos de expansão. Braga (2006) valida a hipótese sobre dados dos EUA em períodos longos e curtos, demonstrando a inviabilidade prática do conceito de taxa natural (*NAIRU*¹⁴ ou *NAICU*¹⁵) decorrente da instabilidade da média e de uma grande variância estatística.

Sobre o ‘conflito distributivo’ enquanto determinante da inflação, Braga (2006) discute como vários autores analisaram episódios da história econômica dos EUA para validar esta hipótese. Setterfield (2005) associa a inflação moderada ocorrida na década de 1990 na economia norte-americana, que experimentou forte aceleração econômica, ao baixo poder de barganha dos trabalhadores advindo de mudanças institucionais ocorridas no período, especialmente o aumento dos empregos de tempo parcial, a diminuição do grau de sindicalização e greves, a maior abertura comercial e a desindustrialização associada ao deslocamento das firmas para outros países. Pollin (2002) também argumenta que a “globalização” na década de 90, aumentando a realocação das firmas em países de custo salarial menor, diminuiu o poder de barganha dos trabalhadores gerando inflação mais moderada. Finalmente, Ball & Moffit (2001), a partir da teoria de “*wage aspiration*”, concluem que a experiência de inflação baixa com alto crescimento econômico da década de 90 deveu-se ao arrefecimento temporário da demanda dos trabalhadores por crescimento dos salários, ocorrida diante do crescimento da produtividade causando o deslocamento transitório da Curva de Phillips¹⁶.

Sobre a inércia parcial da inflação, Setterfield (2005) demonstra que a inclusão na Curva de Phillips de variáveis relacionadas a aspectos institucionais do mercado de trabalho reduz significativamente o grau da inércia inflacionária. Serrano (1986), em linha com o argumento anterior,

¹⁴ A taxa natural de desemprego exibe grande variabilidade ao longo do tempo. Segundo Braga (2006), “o grande intervalo de confiança associado à estimativa da *NAIRU* pode indicar que não existe uma única *NAIRU* ou, no mínimo, que esta varia muito ao longo do tempo”.

¹⁵ Definida como a diferença entre produto corrente e o grau de utilização a partir do qual a inflação se acelera, a *NAICU* não é estável ao longo do tempo como pretendido. Segundo Braga (2006), “a existência de uma *NAICU* estável exigiria que o produto potencial fosse independente do produto efetivo e, portanto, que não houvesse ‘histerese forte’ no produto. Dessa forma, assim como não existe *NAIRU* não existe *NAICU*”.

¹⁶ Esta teoria incorpora o ‘conflito distributivo’ na determinação da inflação segundo abordagem tipicamente *mainstream*, onde eventuais diferenças entre a taxa de crescimento do salário e da produtividade possuem um efeito temporário sobre a inflação, desvanecendo-se no longo prazo quando as taxas se igualam – ver Braga (2006).

conclui que a não inclusão do ‘conflito distributivo’ de modo explícito na Curva de Phillips aumenta a inércia inflacionária pelo efeito estatístico de omissão de variáveis. Summa (2010) mostra que Ferreira & Jayme Jr. (2005), Cribari-Neto & Cassiano (2005), Maia & Cribari-Neto (2006), Figueiredo & Marques (2009), Serrano & Braga (2008), entre outros, são autores sustentando que a implantação do Plano Real alterou significativamente a dinâmica da inflação no Brasil a partir de 1994, tornando-a convergente para a condição de inércia parcial que passou a prevalecer.

Sobre o viés de conservadorismo do *policymaker*, Lavoie (2006) defende serem evidentes os impactos depressivos no longo prazo advindo da predominância histórica da consecução de metas baixas de inflação verificada nos países avançados principalmente a partir da década de 80. De forma estatisticamente relevante, comprova-se que as taxas de juros reais e as taxas de crescimento das economias avançadas foram, respectivamente, maiores e menores no período 1980-2000 que no período 1945-1975.

Libânio (2010), analisando o Brasil durante o período de 1999-2006, demonstra que o padrão de atuação da Autoridade Monetária foi caracteristicamente pro cíclico e assimétrico, implantando aumentos na taxa de juros nas fases de retração significativamente mais fortes que as diminuições nas fases de expansão, gerando a situação crônica de baixo crescimento batizada por Bresser-Pereira & Gomes (2006) de “armadilha taxa de juros alta/taxa de câmbio baixa”. Como conclui o autor:

“... monetary policy does not operate in a symmetrical way (...) when the domestic currency is depreciating, prompt reaction is needed if the inflationary effects of depreciation are to be offset; when the currency is appreciating, the deflationary effects are not counterbalanced with the same intensity, since they may help the central bank to achieve the target for inflation, especially in periods of disinflation or after the economy has suffered negative supply shocks” – Libânio (2010), p. 79.

ESTUDO EMPÍRICO

Partiu-se de um painel de 203 países com dados anuais de 1960 a 2013, do qual foram descartados os anos de 1960 a 1977 por excesso de *missing data*, sendo a principal fonte de referência o Banco Mundial, na série *World Development Indicators*, a disponibilizar observações para os países em quatro classificações de renda – 63 de alta renda, 53 de renda médio-alta, 54 de renda médio-baixa e 33 de baixa renda. Outras fontes de dados são o *FMI*, provendo o índice de preços das *commodities* mais comercializadas no mercado mundial a partir de 1993, e a *ILO*, agência vinculada à *ONU*, responsável pela série de salário mínimo nominal abrangendo a maioria dos países em dados anuais desde 1996, e novamente o Banco Mundial, série *Global Economic Monitor Commodities*, fornecendo as cotações do petróleo cru no mercado *spot* em dados anuais a partir de 1960.

Para a estimação da CPE $-\Delta p = (\theta a)\Delta p_{-1} + (\theta b - h)\Delta x + \theta z + \phi(\Delta v + \Delta t)$ foram assim definidas as variáveis:

- Δp inflação, onde se utilizou como referência de cálculo tanto a inflação do consumidor (*IPC*) – referente à variação de preços dos bens e serviços finais – como o deflator implícito do produto (*DI*) – referente à variação dos preços das mercadorias finais produzida em todos os setores da economia ponderada pelas quantidades demandadas a cada ano –, obtendo-se duas medidas alternativas de inflação a serem testadas econometricamente, ressaltando-se que prevalece uma preferência pelo uso da inflação do consumidor (*IPC*), por considerar-se ser esta mais relevante economicamente;
- Δx ‘hiato do produto’, variável obtida por meio de cinco métodos alternativos de decomposição de séries temporais, que serão testados nas estimações para avaliar o comportamento e viabilidade como *proxy* diante do significado econômico pretendido para o conceito de ‘hiato do produto’, segundo a abordagem estruturalista Pós-Keynesiana: (a) filtro Hodrick-Prescott (*hp*), definindo-se componentes de tendência (τ) e de ciclo (c) nos quais os desvios de tendência, $c_t = y_t - \tau_t$, são obtidos do problema dinâmico de otimização, $\min_{\tau} (\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2)$; (b) filtro Baxter-King (*bk*), em que se partindo de uma duração média aproximada dos ciclos de 6 a 32 trimestres, capta-se os componentes de média frequência segundo uma metodologia de médias móveis que exclui k observações ao início e final das séries; (c) filtro Christiano-Fitzgerald (*rw*), onde se supõe que o mecanismo gerador da série seja um passeio aleatório, metodologia básica que pode se igualar, em termos práticos, aos métodos mais complexos de alisamento; (d) filtro Butterworth (*bw*), em que se propõe um método não-linear de diferenciações repetidas, teoricamente capaz de captar quebras nas séries; (e) filtro “*low trend filtering*” (*l1tf*), teoricamente concebida para análise de séries que sofrem mudanças tendenciais recorrentes, produzindo estimativas de tendência linearmente divididas em partes (“*piecewise linear*”) por meio da solução do problema dinâmico $\min_{\tau} \left(\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} |\tau_{t-1} - \tau_t + \tau_{t+1}| \right)$, onde a soma de valores absolutos (norma *l1*) é o fator que penaliza variações na tendência estimada.
- z ‘conflito distributivo’, conceito complexo que será expresso, de uma forma aproximada, por meio da definição de variáveis *proxies* a serem testadas nas estimações, referentes à (1) a variação real do salário mínimo, variável institucional que é usada como uma aproximação para a variação geral da estrutura salarial (da mais baixa a mais alta remuneração), gerando-se um conceito que reflita os impactos inflacionários da busca por melhores condições de sobrevivência dos trabalhadores; e à (2) o índice Gini referente à distribuição pessoal da renda, uma variável resultado que possui grande frequência de *missing data*, que, não obstante esta fragilidade de coleta será testada para situações onde não existam dados sobre a variação real do salário mínimo¹⁷.

¹⁷ A variação do salário mínimo real tem uma boa abrangência ao longo dos 203 países no período 1996-2013, enquanto o índice de Gini, embora possuindo uma periodicidade e abrangência pouco significativa na amostra de países, cobre o período anterior a 1996.

$\Delta v + \Delta t$ inflação externa corrigida cambialmente, obtida ao multiplicar-se a inflação de cesta de *commodities* pela variação da taxa de câmbio nominal, em cálculo que atende ao período de 1993 a 2013, ou, alternativamente, obtida ao multiplicar-se a inflação das cotações de petróleo cru pela variação da taxa de câmbio, uma medida mais básica com abrangência temporal maior, de 1960 a 2013.

A completa definição das fontes dos dados e das variáveis encontra-se no Anexo, ao final do presente documento.

MÉTODOS ESTATÍSTICOS

Nas equações da *CPE* aqui proposta, em que a variável dependente relaciona-se consigo própria defasadamente, gera-se necessariamente um viés de baixa (*downward bias*) ao se efetuar estimações a partir de modelos de Efeitos Fixos (*FE*) ou de Efeitos Aleatórios (*RE*) – os chamados estimadores *Within-Groups* (*WG*) usando os métodos de Mínimos Quadrados Generalizados (*MQG*) ou Máxima Verossimilhança com Informação Limitada (*MVIL*) –, assim como nos Modelos Mistos/Hierárquicos (*MM*) usando Pseudo-Máxima Verossimilhança (*PMV*)¹⁸.

Para suplantar essa característica indesejada, relacionada à intrínseca autocorrelação serial dos resíduos, desenvolveram-se na literatura estimadores a partir de momentos generalizados (*MMG*) – destacando-se Arellano-Bond e Arellano-Bover/Blundell-Bond¹⁹ –, que teoricamente geram estimadores mais eficientes em se respeitando suposições prévias de garantia das propriedades assintóticas das distribuições²⁰.

Posteriormente, provou-se que, nos casos onde $T < N$ em painéis com N grande, à medida que se aumenta a dimensão temporal para uma dada dimensão transversal, os estimadores *WG* tendem a produzir resultados comparáveis em eficiência (de forma assintótica) aos dos estimadores *MMG*²¹.

No presente caso, partindo-se de um painel de dados longo ($N = 203$ e $T = 35$), aplicar-se-á tanto *MMG* como *WG* na estimação de um modelo sem termo constante, descartando-se *a priori* o uso dos modelos de efeitos fixos (*FE*) e aleatórios (*FE*) por *MQG*. A estimação da equação por métodos alternativos destina-se a verificar-se a robustez e efetuarem-se comparações de resultados,²²

¹⁸ Segundo Greene (2011), p. 399, a presença da variável dependente defasada implica que $\text{Cov}[y_{i,t-1}, (c_i + \varepsilon_{it})] = \sigma_c^2 + \delta \text{Cov}[y_{i,t-2}, (c_i + \varepsilon_{it})]$ é valor não-nulo que, assintoticamente, torna-se, no mínimo, igual a σ_c^2 (se T é grande e $0 < \delta < 1$, $\text{Cov}[y_{i,t-1}, (c_i + \varepsilon_{it})] = \frac{\sigma_c^2}{(1-\delta)}$).

¹⁹ Ver Arellano & Bond (1991), Arellano & Bover (1995) e Blundell & Bond (1998).

²⁰ Segundo Greene (2011), Ch. 13, pp. 455-506, quando a variável dependente é autocorrelacionada, o método de momentos generalizados (*MMG*) gera estimadores consistentes e eficientes desde que haja, ao menos, tantas variáveis instrumentais (L) quanto variáveis independentes (K) produzindo momentos válidos, isto é, onde (i) haja convergência de momentos, (ii) a matriz *MMG* tenha *rank* igual a K , e (iii) os momentos amostrais tendam, assintoticamente, para os de uma distribuição normal.

²¹ “Provided $T < N$, the asymptotic GMM bias is always smaller than the WG bias, and the LIML bias is smaller than the other two.” – Alvarez & Arellano (2003).

²² Não se estimou modelos *WG* – de efeitos fixos (*FE*) ou efeitos aleatórios (*RE*) – devido ao fato de estes, por construção, exigirem a introdução do termo constante.

considerando-se, de antemão, que modelos *MMG* são preferíveis por serem potencialmente consistentes em qualquer dimensão temporal definida, seja curta ou longa.

Uma discussão mais aprofundada dos métodos econométricos aqui adotados encontra-se no Anexo, ao final do presente documento.

ESTIMAÇÃO DA *CPE*

Verificou-se um grande número de dados ausentes nos países de baixa renda no período 1978-1992, provavelmente devido à fragilidade institucional destas nações pobres em obter estatísticas confiáveis. Além disso, havendo mudanças marcantes nas características formais das variáveis aqui utilizadas, optou-se por se dividir arbitrariamente a base de dados em dois segmentos temporais distintos, quais sejam, (a) período 1978-1992 e (b) período 1993-2013, sendo este subdividido em dois períodos separados pela ocorrência da Crise Global em 2007,²³ que são (b.1) período 1993-2006 e (b.2) período 2007-2013.

No período 1978-1992, embora o índice de Gini tenha exibido uma significativa frequência de dados ausentes,²⁴ foi mandatório o seu uso devido à inexistência de dados sobre salário real. Por motivo semelhante, o cálculo da inflação externa baseou-se somente na variação das cotações de petróleo, não sendo possível o uso de uma cesta de *commodities*. Para a inflação e a transformação das variáveis nominais em reais usou-se *DI*, uma opção que decorreu do melhor comportamento estatístico desta variável em comparação ao *IPC*.

Nas estimações verificou-se um resultado moderadamente eficiente, que certamente está relacionado ao pequeno número de observações (174) e de grupos (74) de que se partiram os cálculos efetuados, devido à grande frequência de *missing data*.²⁵ Constatou-se, ainda, que os métodos de alisamento *bk* e *l1tf* – respectivamente formulados para (i) captar ciclos com duração média de 6 a 32 trimestres e (ii) flutuações sobre tendências linearmente divididas de séries a sofrer mudanças recorrentes – mostraram-se os mais adequados em medir o ‘hiato do produto’,²⁶ resultado que endossa a abordagem Pós-Keynesiana de estipular como regra de comportamento dinâmico a ocorrência de quebras recorrentes nas séries de produto. Optou-se pelo uso exclusivo de *l1tf*, por este ser teoricamente mais maleável na captura estatística de mudanças estruturais.

Para o período 1978-1992 estimou-se a *CPE* pelos métodos de Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos²⁷ e de Arellano-Bover/Blundell-Bond, obtendo-se os seguintes resultados (entre parêntesis são exibidas as estatísticas *z*, onde *** é $p < 0,01$, ** é $p < 0,05$ e * é $p < 0,1$):

²³ Para um aprofundamento da discussão sobre a identificação em 2007 da Crise Global, ver o Anexo ao final do documento.

²⁴ Somente 198 observações distribuídas irregularmente entre 91 países, sendo 26 de alta renda, 30 de renda médio-alta, 21 de renda médio-baixa e 14 de renda baixa.

²⁵ Para a verificação do número de observações e de grupos nas estimações realizadas na amostra total de países e em todas as sub-amostras por classificação de renda, ver o Anexo ao final do documento.

²⁶ Os métodos *hp*, *rw* e *bw* não foram estatisticamente diferentes de zero em estimativas realizadas para a amostra total de países no período de 1993 a 2006.

²⁷ Testes realizados mostraram haver heterocedasticidade em todas as equações e em todos os períodos, o que torna obrigatório a correção dos erros ao se usar métodos lineares de estimação.

QUADRO 1
CPE da Amostra de Países no período 1978-1992

Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos:				
$\Delta p = 0,39$ (2,28)**	$\Delta p_{-1} = 0,33$ (-0,19)	$\Delta x = 0,05$ (-1,64)	$z = 2,58$ (5,66)***	$(\Delta v + \Delta t)$
Arellano-Bover/Blundell-Bond:				
$\Delta p = 0,32$ (1,29)	$\Delta p_{-1} = 0,34$ (0,58)	$\Delta x = 0,14$ (-2,21)**	$z = 3,37$ (4,29)***	$(\Delta v + \Delta t)$

Novamente devido à grande frequência de *missing data*, as estimativas foram moderadamente robustas em si e entre modelos alternativos, embora tenha se observado parâmetros com valores e sinais esperados (quando significativos), além do indicativo geral de ausência de autocorrelação serial dos resíduos e da presença de restrições sobreidentificadas como requeridas.

Os resultados das estimações apontaram para uma inércia parcial de pequeno montante (de aproximadamente 0,3), implicando uma rápida convergência da inflação após choques exógenos. O ‘conflito distributivo’ foi significativo e apresentou o sinal negativo esperado, pois neste caso um aumento da participação real dos trabalhadores na renda expressa uma variação negativa do índice de Gini que impacta positivamente a inflação. Dentre os choques modificadores de tendência destacaram-se as variações nas cotações de petróleo corrigidas cambialmente, que exibiram um grande valor (2,6 na estimação por painéis heterocedásticos e 3,4 na estimação por painéis dinâmicos). O ‘hiato do produto’ não foi significativo em nenhuma das estimações.

No período após 1992, descartou-se o índice de Gini devido à sua fragilidade estatística, pondo-se em seu lugar a variação real do salário mínimo. Para expressar a inflação externa corrigida cambialmente usou-se a medida mais completa, que se refere à cesta total de *commodities*. Para a inflação e para a transformação das variáveis nominais em reais elegeu-se o *IPC*, método economicamente mais relevante que expressa o impacto efetivo da variação de preços sobre os consumidores.

Considerou-se ter havido uma quebra estrutural nas séries em 2007 devido à emergência da Crise Global. A escolha desse ano específico para a divisão das séries baseou-se em testes estatísticos, ressaltando-se que a estimação das equações adotando 2008 como ano da quebra estrutural não produziu resultados significativamente diferentes. Para uma discussão aprofundada da identificação da quebra estrutural em 2007, ver o Anexo ao final do documento.

Com base nessas considerações, estimou-se pelos dois métodos alternativos (*WG* e *MMG*) a *CPE* no período 1993-2006 do seguinte modo:

QUADRO 2
CPE da Amostra de Países no período 1993-2006

Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos:				
$\Delta p =$	0,47 (8,44) ^{***}	$\Delta p_{-1} +$	0,11 (0,68)	$\Delta x + 0,08 \quad z + 0,33 \quad (\Delta v + \Delta t)$ (1,38) (8,13) ^{***}
Arellano-Bover/Blundell-Bond:				
$\Delta p =$	0,46 (17,82) ^{***}	$\Delta p_{-1} +$	0,12 (1,47)	$\Delta x + 0,08 \quad z + 0,33 \quad (\Delta v + \Delta t)$ (4,11) ^{***} (3,20) ^{***}

Os resultados foram bastante robustos e consistentes entre modelos alternativos, apontando para uma inércia parcial de valor médio (de aproximadamente 0,5) que implica convergência inflacionária moderadamente lenta após choques. Dentre os choques modificadores de tendência destacaram-se as variações nas cotações das *commodities* (neste caso referindo-se à cesta total de mercadorias) corrigidas cambialmente, notando-se uma influência externa menor que a estimada no período anterior. Ressalve-se que tal comparação deve ser relativizada por ter se usado variáveis distintas nas duas periodizações. Para o período 2007-2013, após a Crise Global, estimou-se a CPE pelos dois métodos alternativos (WG e MMG) do seguinte modo:

QUADRO 3
CPE da Amostra de Países no período 2007-2013

Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos:				
$\Delta p =$	0,7 (13,95) ^{***}	$\Delta p_{-1} +$	0,08 (1,41)	$\Delta x + 0,043 \quad z + 0,13 \quad (\Delta v + \Delta t)$ (2,60) ^{***} (10,98) ^{***}
Arellano-Bover/Blundell-Bond:				
$\Delta p =$	0,66 (23,51) ^{***}	$\Delta p_{-1} +$	0,08 (2,42) ^{***}	$\Delta x + 0,033 \quad z + 0,14 \quad (\Delta v + \Delta t)$ (2,07) ^{**} (8,87) ^{***}

Os resultados foram consistentes e robustos entre modelos alternativos, obtendo-se um cálculo de inércia parcial (de aproximadamente 0,7) com um valor maior que a do período pré-crise (de aproximadamente 0,5), implicando um processo de convergência mais lento para a inflação que, aparentemente, refletem os imensos esforços feitos para evitar um processo deflacionário. Os choques modificadores da tendência tiveram os valores anteriores (0,12 para o ‘hiato do produto’; 0,08 para o ‘conflito distributivo’ e 0,33 para a inflação externa após correção cambial) bastante reduzidos (0,08 para o ‘hiato do produto’; 0,03 para o ‘conflito distributivo’ e 0,14 para a inflação externa após correção cambial) –um resultado certamente relacionado aos efeitos da desaceleração econômica causada pela Crise Global.

COMPARAÇÃO ENTRE GRUPOS DE PAÍSES EM PERÍODOS SUCESSIVOS

Para testar a consistência da equação inflacionária, assim como mensurar eventuais diferenças entre grupos de países – conforme a classificação oficial da *ONU* por critério de renda per capita –, efetuaram-se novas estimações da *CPE* por grupos de renda (alta, médio-alta, médio-baixa e baixa) em intervalos de tempo sucessivos (1993-1999, 2000-2006 e 2007-2013).

Para os países do grupo de alta renda a *CPE* foi assim estimada, usando-se Painel Dinâmico de Arellano-Bover/Blundell-Bond:

QUADRO 4
***CPE* dos Países de Alta Renda nos períodos sucessivos de 1993-1999; 2000-2006; 2007-2013**

Período	Δp_{-1}^H	Δx^H	z^H	$(\Delta v + \Delta t^H)$
1993-1999	0,62 (4,73)***	-0,005 (-0,04)	0,14 (0,93)	0,012 (0,17)
2000-2006	0,60 (9,43)***	0,09 (1,29)	0,11 (2,53)**	0,04 (4,25)***
2007-2013	0,74 (8,23)***	0,06 (1,12)	0,04 (0,51)	0,06 (5,27)***

A característica mais relevante dos países avançados foi a de exibir um processo inflacionário com convergência bem lenta –relacionada ao parâmetro de inércia parcial estimado com valores entre 0,6 a 0,7 –, sendo pequena a influência (em termos paramétricos) dos choques de demanda (os parâmetros não foram estatisticamente diferentes de zero), do ‘conflito distributivo’ (os parâmetros tiveram valores próximos à zero) e de relações externas (parâmetros também com valores próximos a zero). A Crise Global afetou significativamente a dinâmica inflacionária, gerando um aumento da inércia (de 0,6 para 0,74), com o processo de convergência da inflação tornando-se mais lento – um fenômeno provavelmente relacionado às medidas adotadas para combater as fortes tendências deflacionárias da crise, adotando-se medidas de intervenção radicais como *quantitative easing* e aumento expressivo dos gastos públicos.

Para os países do grupo de renda médio-alta a *CPE* foi assim estimada, usando-se Painel Dinâmico de Arellano-Bover/Blundell-Bond:

QUADRO 5**CPE dos países de Renda Médio-Alta nos períodos sucessivos de 1993-1999; 2000-2006; 2007-2013**

Período	Δp_{-1}^{MH}	Δx^{MH}	z^{MH}	$(\Delta v + \Delta t^{MH})$
1993-1999	0,18 (1,48)	0,36 (1,12)	0,86 (3,12)***	0,66 (4,17)***
2000-2006	0,37 (5,29)***	0,31 (1,46)	0,88 (4,0)***	0,55 (2,91)***
2007-2013	0,63 (9,13)***	0,70 (1,55)	0,89 (1,69)*	0,14 (4,39)***

Neste grupo de países notou-se, no período anterior à Crise Global, uma inércia inflacionária de valores baixos (0,18 no período 1993-1999 e 0,37 no período 2000-2006), que sofre um significativo aumento após o evento disruptivo (aumentando para 0,63), tornando o processo de convergência da inflação mais lento. Os choques modificadores da tendência provenientes da demanda, do ‘conflito distributivo’ e do setor externo foram parametricamente fortes em todos os períodos (para o ‘hiato do produto’ 0,4 no período 1993-2006 e 0,7 no período 2007-2013; para o ‘conflito distributivo’ 0,9 em todo o período 1993-2013; e para a inflação externa 0,6 no período 1993-2006, caindo para 0,14 no período 2007-2013), demonstrando ser a dinâmica inflacionária deste grupo bastante reativa a choques.

Para os países do grupo de renda médio-alta a CPE foi assim estimada, usando-se Painel Dinâmico de Arellano-Bover/Blundell-Bond:

QUADRO 6**CPE dos Países de Renda Médio-Baixa nos períodos sucessivos de 1993-1999; 2000-2006; 2007-2013**

Período	Δp_{-1}^{ML}	Δx^{ML}	z^{ML}	$(\Delta v + \Delta t^{ML})$
1993-1999	0,11 (0,47)	0,60 (1,48)	-0,11 (-2,69)***	0,17 (1,78)*
2000-2006	0,49 (4,69)***	-0,07 (-0,82)	0,03 (1,56)	0,16 (4,39)***
2007-2013	0,70 (17,80)***	0,13 (2,32)**	0,02 (0,94)	0,13 (8,11)***

Nos países de renda médio-baixa viu-se que, no período 1993-1999, a estimativa de inércia parcial não foi estatisticamente diferente de zero, embora os choques provenientes da demanda e da inflação externa tenham apresentado valores expressivos (0,6²⁸ e 0,17), notando-se ainda que o parâmetro de ‘conflito distributivo’ exibiu o comportamento anômalo de impactar negativamente a inflação. Ao se adentrar o Séc. XXI calculou-se uma inércia inflacionária de valor médio (0,49), que aumenta significativamente (0,7) após a Crise Global, expressando um aumento da lentidão do processo

²⁸ A estatística z deste parâmetro, de 1,48, expressa uma probabilidade de 86% de não ser diferente de zero, um pouco abaixo do valor limite de 90% usualmente aceito.

de convergência da inflação. Como característica marcante notou-se uma influência pouco significativa dos choques de ‘conflito distributivo’, sendo mais relevante a influência de choques da inflação externa em todos os períodos, assim como dos choques de demanda no período 2007-2013.

Para os países do grupo de baixa renda a CPE foi assim estimada, usando-se Painel Dinâmico de Arellano-Bover/Blundell-Bond:

QUADRO 7
CPE dos Países de Baixa Renda nos períodos sucessivos de 1993-1999; 2000-2006; 2007-2013

Período	Δp_{-1}^L	Δx^L	z^L	$(\Delta v + \Delta t^L)$
1993-1999	0,58 (1,42)	0,87 (1,48)	-0,27 (-0,41)	0,15 (1,23)
2000-2006	0,35 (2,95)***	0,04 (0,35)	-0,03 (-0,40)	0,20 (3,83)***
2007-2013	0,64 (7,98)***	0,10 (0,77)	0,02 (0,86)	0,17 (4,27)***

Nos países mais pobres da amostra verificou-se que a estimação do período 1993-1999 mostrou-se moderadamente relevante em termos paramétricos, com estatísticas z um pouco abaixo do valor limite de 1,64 (relacionada à probabilidade de 90% de a medida ser diferente de zero). O parâmetro de inércia parcial apresentou um valor estatisticamente significativo a 84% de confiança, o parâmetro de ‘hiato do produto’ a 86% e o parâmetro de inflação externa a 78%. Ao se adentrar o Séc. XXI os resultados tornaram-se mais robustos, verificando-se uma inércia inflacionária de baixo valor (0,35), que aumenta significativamente (0,64) após a Crise Global, denotando um processo mais lento de convergência da inflação. Como característica marcante desses países notou-se ser pouco significativa a influência dos choques provenientes da demanda e do ‘conflito distributivo’, tendo se mostrado mais relevante a influência de choques provenientes do canal externo.

Analisando-se as diferenças entre os grupos de países, notou-se que os aspectos inerciais da inflação tenderam a se destacar nos países mais ricos, enquanto os choques modificadores de tendência, especialmente vindos do setor externo, sobressaíram-se nos países mais pobres. Este aspecto provavelmente está relacionado ao fato de os países mais desenvolvidos apresentarem uma classe trabalhadora mais organizada e eficiente em suas reivindicações salariais, conjugada a outros fatores estruturais (maior integração econômica inter-setorial, ausência de desequilíbrios estruturais relevantes, distribuição de renda mais equilibrados, entre outros), que tornam os processos inflacionários dos países ricos tendencialmente mais estáveis que os dos países subdesenvolvidos e emergentes.

CONCLUSÕES

A *CPE* aqui proposta mostrou-se ser uma descrição relativamente adequada das dinâmicas inflacionárias dos países de todos os grupos de renda, obtendo-se resultados satisfatórios para a equação inflacionária na maioria dos períodos de estimação estipulados, mas especialmente a partir da década de 1990.

Referendou-se a hipótese de que o método de alisamento mais adequado para representar a dinâmica produtiva é o *lntf*, a pressupor tendências linearmente divididas em partes (*piecewise linear trends*),²⁹ gerando as flutuações do produto tendencial que se adequam às características consideradas precípua da economia capitalista na abordagem Pós-Keynesiana – a de haver um padrão cíclico intrínseco onde a transição de uma fase à outra é antecedida ou provocada por eventos disruptivos.

Calculou-se, em todas as estimações, uma inércia da inflação de magnitude parcial, isto é, de um modo geral nas equações estipuladas o parâmetro da inflação passada é menor que a unidade, sendo este resultado coerente com o predito pela teoria Pós-Keynesiana como o mais esperado para as dinâmicas inflacionárias em geral.

Por sua vez, o parâmetro do ‘conflito distributivo’ foi bastante significativo na equação da amostra total de países, com relevância maior no período 1993-2006, assim como nos países de renda alta e médio-alta em todos os subperíodos considerados. Demonstrou-se, desse modo, a robustez estatística de uma das principais proposições da *CPE*, a de que variações na estrutura de distribuição de renda atuam diretamente na dinâmica inflacionária. Além disso, mostrou-se que os ganhos salariais reais – uma variável *proxy* destinada a expressar condições vigentes no mercado de trabalho – podem ser considerados como uma adequada variável *proxy* do ‘conflito distributivo’.

A influência do canal externo sobre a dinâmica inflacionária foi significativamente importante na maioria dos períodos em todos os grupos de países (com a única exceção dos países de alta renda no período 1993-1999, onde se estimou um parâmetro estatisticamente não diferente de zero). Estes resultados indicam a importância das relações com o exterior na determinação da dinâmica inflacionária, um resultado referendado pelas práticas reais de vários países em vários episódios, onde se tende a utilizar a política cambial (de forma direta ou indireta) para modificar trajetórias inflacionárias indesejadas.

Por fim, em relação ao ‘hiato do produto’ – a variável aqui designada para captar impactos inflacionários de variações extraordinárias de demanda –, este conceito tendeu a ser relativamente significativo nas equações, embora com uma importância moderadamente menor que a das outras variáveis. Destaca-se, não obstante, que estes resultados somente foram obtidos quando se utilizou o método de alisamento *lntf*, teoricamente o que mais se aproxima do ideal de captar as flutuações do produto de modo condicional às fases do ciclo, isto é, derivadas de séries que sofrem quebras estruturais recorrentes. Como esta é uma medida que possui um grande potencial de ser aperfeiçoada teoricamente, espera-se um melhor resultado econométrico quando houver uma proposição de formas de cálculo mais completas.

²⁹ Ver Semmler & Franke (1996), p. 609, citando Rappoport & Reichlin (1987).

ANEXO

Base de Dados

A amostra é composta de 203 países, tendo se excluído da base original do Banco Mundial, série *World Development Indicators*, os seguintes países: Curaçao, Guam, St. Martin (partes francesa e holandesa), Ilhas Mariana do Norte, Ilhas Turcas e Caicos, Samoa Americana, Afeganistão, Camboja e Coreia do Norte, devido à presença de dados ausentes em proporção significativa. Os 203 países da amostra são classificados por grupo de renda, usando como referência a metodologia do Banco Mundial em sua publicação de 2013, que coloca 33 países como pertencendo ao grupo de baixa renda por possuírem *RNB* per capita de US\$1.045 ou menos; 54 países como grupo de renda médio-baixa por possuírem *RNB* per capita entre US\$ 1.045 e US\$4.125; 53 países como grupo de renda médio-alto por possuírem *RNB* per capita entre US\$4.125 e US\$12.746, e 63 países como grupo de alta renda por possuírem *RNB* per capita de US\$12.746 ou mais. Para mais detalhes da metodologia, ver <http://data.worldbank.org/about/country-and-lending-groups>. A principal fonte das variáveis utilizadas é de responsabilidade do Banco Mundial, série *World Development Indicators* (*WDI*), exceto em (i) preços das *commodities* onde a fonte é Fundo Monetário Internacional, (ii) salário mínimo nominal onde a fonte é a agência da *ONU Internacional Labour Organization* (*ILO*), e (iii) cotações do petróleo cru onde a fonte é Banco Mundial, série *Global Economic Monitor Commodities* (*GEMC*).

Descrição das variáveis

Δp utilizando FP.CPI.TOTL.ZG, variável da base *WDI* contendo a inflação de preços ao consumidor, referentes às mercadorias pertencentes à cesta de consumo típica das famílias, gerou-se uma variável representativa da inflação denominada *infl1*; utilizando NY.GDP.DEFL.KD.ZG, variável da base *WDI* contendo o deflator implícito do produto, referente à variação dos preços das mercadorias finais produzidas por todos os setores da economia, ponderada pelas respectivas quantidades demandadas a cada ano, gerou-se outra variável representativa da inflação denominada *infl2*;

Δx partindo de NY.GDP.MKTP.CN, variável da base *WDI* a designar o produto interno bruto a preços correntes em moeda nacional de cada país, ao aplicar-se cinco métodos alternativos de alisamento – ressaltando-se que tais métodos possuem plena compatibilidade com a visão Pós-Keynesiana de ser a tendência estocástica da série função das condições impostas pela demanda efetiva –, ³⁰geraram-se as seguintes variáveis representativas do ‘hiato do produto’: (a) variável chamada de *hp*, derivada da aplicação do filtro Hodrick-Prescott, um dos métodos de decomposição mais utilizados que parte da especificação de uma série temporal com componentes de tendência (τ) e ciclo (c), onde, para cada λ , existe τ resolvendo
$$\min_{\tau} \left(\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right)$$
, sendo os desvios da tendência,

³⁰Summa (2010), pg. 23, afirma, com propriedade, que “...o fato de calcular o produto potencial como sendo a tendência do produto efetivo por si só já quer dizer que o produto afeta a sua tendência.”

$c_t = y_t - \tau_t$, componentes de alta frequência.³¹ Pela regra Ravn-Uhlig,³² em que λ varia conforme a quarta potência da razão de observação da frequência, deve-se usar o valor de 6,25 como parâmetro de alisamento quando há uma periodização anual da base de dados, que é o caso aqui presente; (b) variável chamada de bk , derivada da aplicação do filtro Baxter-King, em que se supõe uma duração média dos ciclos de 6 a 32 trimestres (conforme cálculo do *NBER*), procurando-se captar somente componentes de média frequência segundo uma metodologia de médias móveis a excluir k observações ao início e final das séries; para os dados anuais aqui disponíveis definiram-se ciclos com uma duração mínima de dois anos, duração máxima de oito anos e excluindo-se três observações em cada extremidade;³³ (c) variável chamada de rw , derivada da aplicação do filtro Christiano-Fitzgerald onde se supõe que o mecanismo gerador da série é um passeio aleatório, gerando-se por metodologia simplificada um mecanismo que, em termos de critério de otimização, domina bk e ao menos se iguala a hp . Para os dados anuais aqui disponíveis definiu-se duração mínima de dois anos e duração máxima de oito anos para os ciclos;³⁴ (d) variável chamada de bw , derivada da aplicação do filtro Butterworth, onde, para superar a limitação dos filtros lineares de não captar quebras estruturais, propõe-se um método não linear em que, após se gerar estacionariedade na série por diferenciações repetidas, define-se uma fase neutra separando as frequências admitidas das descartadas. Para os dados anuais aqui disponíveis, determinou-se uma periodicidade máxima de oito anos para os ciclos e uma ordem de alisamento de dois;³⁵ (e) variável chamada de $l1f$, derivada da aplicação do filtro “*l1 trend filtering*”, em que se propõe o problema dinâmico $\min_{\tau} \left(\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} |\tau_{t-1} - \tau_t + \tau_{t+1}| \right)$, onde a soma de valores absolutos (norma $l1$) é o fator a penalizar variações na tendência estimada, produzindo estimativas de tendência linearmente divididas em partes (“*piecewise linear*”), que teoricamente é a mais adequada para a análise de séries a sofrer mudanças tendenciais recorrentes, como é o caso do *PIB*.

- z utilizando “*minimum nominal monthly wage*”, variável da base *ILO* com abrangência espacial de 203 países e temporal no período 1996-2013, retirou-se a variação real segundo os deflatores disponíveis (*infl1* e *infl2*), gerando-se duas alternativas para uma variável que seja representativa do ‘conflito distributivo’, chamadas, respectivamente, de *delta_SR1* e *delta_SR2*; utilizando *SI.POV.GINI*, variável da base *WDI* a designar o índice oficial de medição da desigualdade na distribuição pessoal da renda calculado pelo Banco Mundial, que, embora não tenha uma periodicidade e abrangência significativa na amostra de países, pode captar indiretamente o ‘conflito distributivo’, principalmente no período anterior a 1996 onde não existem dados de variação real do salário mínimo; o índice, após ser convertido em logaritmo natural, gerou a variável chamada de *gini*.

³¹ Ver Hodrick & Prescott (1997).

³² Ver Ravn & Uhlig (2002).

³³ Ver Baxter & King (1999).

³⁴ Ver Christiano & Fitzgerald (2003).

³⁵ Ver Pollock (2000).

$\Delta v + \Delta t$ multiplicando-se a variação anual do índice de preços das *commodities* – obtida da variável “*commodity price*” da base *FMI* – pela variação anual da taxa de câmbio oficial – obtida da variável *PA.NUS.FCRF* da base *WDI* – obteve-se uma medida atendendo à definição pretendida para o período de 1993 a 2013, chamada de *infl_ext1*; utilizando *CRUDE.PETRO*, variável da base *GEMC* a descrever as cotações médias anuais de petróleo cru no mercado *spot*, com abrangência temporal de 1960 a 2013, gerou-se, a partir de sua variação multiplicada pela variação da taxa de câmbio oficial, outra medida atendendo à definição pretendida, chamada de *infl_ext2*.

Frequência de *missing data*

No período 1978-1992 a frequência de *missing data* é significativa, principalmente nas variáveis Índice de Gini, Variação do Salário Mínimo Real (por *IPC*), Variação do Salário Mínimo Real (por Deflator Implícito) e Cesta de *Commodities*, que potencialmente reduz a qualidade das estimações.

QUADRO ANEXO.1

Frequência de *missing data* na Amostra Total de Países para o Período 1978-1992

Variável	Obs.	Missing	Freq. Missing	Non-missing	Freq. Non-missing
Inflação (<i>IPC</i>)	3.045	1.287	42,3	1.758	57,7
Inflação (Deflator)	3.045	704	23,1	2.341	76,9
Hiato do Produto (<i>I1tf</i>)	3.045	576	18,9	2.469	81,1
Índice de Gini	3.045	2.847	93,5	198	6,5
Δ Salário Mínimo Real (<i>IPC</i>)	3.045	3.045	100,0	0	0,0
Δ Salário Mínimo Real (Deflator)	3.045	3.045	100,0	0	0,0
Cesta de <i>Commodities</i> (<i>FMI</i>)	3.045	3.045	100,0	0	0,0
Cotação do Petróleo Cru	3.045	580	19,0	2.465	81,0

No período 1993-2013 a frequência de *missing data* é menor, garantindo uma maior eficiência para as estimações.

QUADRO ANEXO.2**Frequência de *missing data* na Amostra Total de Países para o Período 1993-2006**

Variável	Obs.	<i>Missing</i>	Freq. <i>Missing</i>	<i>Non-missing</i>	Freq. <i>Non-missing</i>
Inflação (<i>IPC</i>)	2.842	601	21,1	2.241	78,9
Inflação (Deflator)	2.842	162	5,7	2.680	94,3
Hiato do Produto (<i>I1tf</i>)	2.842	108	3,8	2.734	96,2
Índice de Gini	2.842	2.229	78,4	613	21,6
Δ Salário Mínimo Real (<i>IPC</i>)	2.842	2.034	71,6	808	28,4
Δ Salário Mínimo Real (Deflator)	2.842	1.982	69,7	860	30,3
Cesta de <i>Commodities</i> (<i>FMI</i>)	2.842	319	11,2	2.523	88,8
Cotação do Petróleo Cru	2.842	319	11,2	2.523	88,8

No período 1993-2013 a frequência de *missing data* também é menor, garantindo mais eficiência para as estimações.

QUADRO ANEXO.3**Frequência de *missing data* na Amostra Total de Países para o Período 2007-2013**

Variável	Obs.	<i>Missing</i>	Freq. <i>Missing</i>	<i>Non-missing</i>	Freq. <i>Non-missing</i>
Inflação (<i>IPC</i>)	1.421	184	12,9	1.237	87,1
Inflação (Deflator)	1.421	98	6,9	1.323	93,1
Hiato do Produto (<i>I1tf</i>)	1.421	89	6,3	1.332	93,7
Índice de Gini	1.421	1.133	79,7	288	20,3
Δ Salário Mínimo Real (<i>IPC</i>)	1.421	664	46,7	757	53,3
Δ Salário Mínimo Real (Deflator)	1.421	642	45,2	779	54,8
Cesta de <i>Commodities</i> (<i>FMI</i>)	1.421	232	16,3	1.189	83,7
Cotação do Petróleo Cru	1.421	232	16,3	1.189	83,7

Estatísticas Básicas

No período 1978-1992 obtiveram-se as seguintes estatísticas básicas das variáveis das equações:

QUADRO ANEXO.4**Estatísticas Básicas das Variáveis na Amostra Total de Países para o Período 1978-1992**

Variável	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Inflação (<i>IPC</i>)	1.758	0,3970	3,7269	-0,1764	117,4964
Inflação (Deflator)	2.341	0,5494	4,7330	-0,3190	136,1163
Hiato do Produto (<i>I1tf</i>)	2.469	-0,0064	0,1568	-1,8564	1,7684
Índice de Gini	198	3,6134	0,3051	2,9653	4,1479
Δ Salário Mínimo Real (<i>IPC</i>)	0	-	-	-	-
Δ Salário Mínimo Real (Deflator)	0	-	-	-	-
Cesta de <i>Commodities</i> (<i>FMI</i>)	0	-	-	-	-
Cotação do Petróleo Cru	2.465	0,1474	0,5195	-4,0586	6,0160

No período 1993-2006 obtiveram-se as seguintes estatísticas básicas das variáveis das equações.

QUADRO ANEXO.5**Estatísticas Básicas das Variáveis na Amostra Total de Países para o Período 1993-2006**

Variável	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Inflação (<i>IPC</i>)	2.241	0,3970	5,4177	-0,1811	237,7313
Inflação (Deflator)	2.680	0,5058	6,4505	-0,3157	267,6586
Hiato do Produto (<i>I1tf</i>)	2.734	0,0055	0,1275	-1,3306	2,4200
Índice de Gini	613	3,6960	0,2561	2,7869	4,3085
Δ Salário Mínimo Real (<i>IPC</i>)	808	0,0861	0,2733	-5,6033	1,6080
Δ Salário Mínimo Real (Deflator)	860	0,0893	0,2803	-5,5802	2,2468
Cesta de <i>Commodities</i> (<i>FMI</i>)	2.523	0,1506	0,4512	-7,8146	9,9064
Cotação do Petróleo Cru	2.523	0,1803	0,5023	-9,6390	10,2878

No período 2007-2013 obtiveram-se as seguintes estatísticas básicas das variáveis das equações.

QUADRO ANEXO.6**Estatísticas Básicas das Variáveis na Amostra Total de Países para o Período 2007-2013**

Variável	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Inflação (<i>IPC</i>)	1.237	0,0595	0,0613	-0,1007	0,5922
Inflação (Deflator)	1.323	0,0622	0,0882	-0,3281	1,0382
Hiato do Produto (<i>I1tf</i>)	1.332	0,0024	0,0626	-0,3866	0,3119
Índice de Gini	288	3,6441	0,2342	3,1663	4,1862
Δ Salário Mínimo Real (<i>IPC</i>)	757	0,0845	0,1751	-0,2495	2,4057
Δ Salário Mínimo Real (Deflator)	779	0,0868	0,1738	-0,2486	2,4087
Cesta de <i>Commodities</i> (<i>FMI</i>)	1.189	0,0707	0,2359	-0,4202	4,5879
Cotação do Petróleo Cru	1.189	0,0792	0,2758	-0,5060	4,8232

Testes de Razão de Verossimilhança para Heterocedasticidade

Para verificar a validade da suposição de erros homocedásticos assumida pelos métodos lineares por *MQG*, realizaram-se testes de razão de verossimilhança comparando-se um modelo geral com erros heterocedásticos diante de outro aninhado com erros homocedásticos. Usando-se o método de *MQG* iterado, baseado em função de probabilidade condicional, compararam-se os *logs* de verossimilhança. Após a realização dos testes, as estatísticas Qui^2 conduziram à conclusão de se rejeitar a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade em todas as equações e em todos os períodos, resultado que torna mandatória a correção dos erros ao se usar métodos lineares de estimação.

QUADRO ANEXO.7**Testes de Razão de Verossimilhança para Heterocedasticidade das Equações do Modelo Estrutural**

Equação	Estatística (Qui^2) de Razão de Verossimilhança	Graus de Liberdade	Probabilidade maior que Qui^2
<i>CPE</i> no período 1978-1992	1.050,33	73	0,00
<i>CPE</i> no período 1993-2013	2.645,92	118	0,00

Testes de Raiz Unitária

Embora de forma não estritamente necessária, sendo um dos pressupostos de adequação dos modelos estimados por *MMG* o de erros serialmente não correlacionados, realizaram-se testes de raízes unitárias para dados em painéis –do tipo Phillips-Perron (“*conducted Phillips-Perron*”)–que comprovaram serem estacionárias todas as variáveis.

Modelos Econométricos

Segundo Greene (2011), Ch. 11.8, pp. 398-411, a estimação de um modelo de Dados em Painel Dinâmico é teoricamente mais eficiente quando se usa o estimador de Arellano-Bond, $y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \delta y_{i,t-1} + c_i + \varepsilon_{it}$, que é baseado nas seguintes suposições básicas:

- (1) Exogeneidade estrita: $E[\varepsilon_{it} | \mathbf{X}_i, c_i] = 0$;
- (2) Homocedasticidade: $E[\varepsilon_{it}^2 | \mathbf{X}_i, c_i] = \sigma_\varepsilon^2$;
- (3) Não-autocorrelação: $E[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} | \mathbf{X}_i, c_i] = 0$ se $t \neq s$;
- (4) Observações não-correlacionadas: $E[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js} | \mathbf{X}_i, c_i, \mathbf{X}_j, c_j] = 0$ para $i \neq j$ e $\forall t$ e s .

A presença da variável dependente defasada no modelo significa que $\text{Cov}[y_{i,t-1}, (c_i + \varepsilon_{it})] = \sigma_c^2 + \delta \text{Cov}[y_{i,t-2}, (c_i + \varepsilon_{it})]$ é um valor não nulo que, assintoticamente, torna-se no mínimo igual a σ_c^2 (se T é grande e $0 < \delta < 1$, $\text{Cov}[y_{i,t-1}, (c_i + \varepsilon_{it})] = \frac{\sigma_c^2}{(1-\delta)}$), o que invalida, por inconsistência teórica, as aplicações de *MQO*, *MQG*, *FE* e *RE*.³⁶

Anderson & Hsiao (1981, 1982) propõem uma estimação baseada em primeiras diferenças, $y_{i,t-1} = (\mathbf{x}_{i,t-1} - \mathbf{x}_{i,t-2})'\boldsymbol{\beta} + \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2})$, em que a partir da 3ª observação obtém-se instrumentos

para estimar $\boldsymbol{\beta}$, δ e σ_ε^2 . Definindo $\tilde{\mathbf{y}}_i = \begin{bmatrix} \Delta y_{i3} \\ \Delta y_{i4} \\ \vdots \\ \Delta y_{iT} \end{bmatrix}$ e $\tilde{\mathbf{X}}_i = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{x}'_{i3} & \Delta y_{i2} \\ \Delta \mathbf{x}'_{i3} & \Delta y_{i3} \\ \vdots & \vdots \\ \Delta \mathbf{x}'_{iT} & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix}$, onde Δ é o operador de diferenças,

é possível estimar $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{IV} = (\boldsymbol{\beta}', \delta)'$ na equação $\tilde{y}_{it} = \tilde{\mathbf{X}}'_{it}\boldsymbol{\theta} + \tilde{\varepsilon}_{it}$ em etapas sucessivas, na qual se fixa as

observações para cada etapa – isto é, na 1ª estimação usa-se $\tilde{\mathbf{X}}_{(3)} = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{x}'_{1,3} & \Delta y_{1,2} \\ \Delta \mathbf{x}'_{2,3} & \Delta y_{2,2} \\ \vdots & \vdots \\ \Delta \mathbf{x}'_{n,3} & \Delta y_{n,2} \end{bmatrix}$ e $\tilde{\mathbf{y}}_{(3)} = \begin{bmatrix} \Delta y_{1,3} \\ \Delta y_{2,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{n,3} \end{bmatrix}$ para

se obter $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{IV(3)}$; na 2ª estimação usa-se $\tilde{\mathbf{X}}_{(4)} = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{x}'_{1,4} & \Delta y_{1,3} \\ \Delta \mathbf{x}'_{2,4} & \Delta y_{2,3} \\ \vdots & \vdots \\ \Delta \mathbf{x}'_{n,4} & \Delta y_{n,3} \end{bmatrix}$ e $\tilde{\mathbf{y}}_{(4)} = \begin{bmatrix} \Delta y_{1,4} \\ \Delta y_{2,4} \\ \vdots \\ \Delta y_{n,4} \end{bmatrix}$ para se obter $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{IV(4)}$; e

assim por diante, até se obter $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{IV(T)}$ a partir de $\tilde{\mathbf{X}}_{(T)} = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{x}'_{1,T} & \Delta y_{1,T-1} \\ \Delta \mathbf{x}'_{2,T} & \Delta y_{2,T-1} \\ \vdots & \vdots \\ \Delta \mathbf{x}'_{n,T} & \Delta y_{n,T-1} \end{bmatrix}$ e $\tilde{\mathbf{y}}_{(T)} = \begin{bmatrix} \Delta y_{1,T} \\ \Delta y_{2,T} \\ \vdots \\ \Delta y_{n,T} \end{bmatrix}$.

Após se gerar $T - 2$ estimadores de $\boldsymbol{\theta}$, Arellano & Bond (1991) sugerem que, para a obtenção do estimador médio, deve-se combinar os instrumentos para cada observação em uma matriz \mathbf{Z} com $(T - 2)$ linhas e L colunas, onde $L = (T - 2)(T - 1)/2 + (T - 2)TK$ quando há somente variáveis estritamente exógenas, ou $L = [(T - 2)(T - 1)/2](1 + K) + (T - 2)K$ quando há somente variáveis pré-determinadas. No 1º caso,

³⁶ Segundo Anderson & Hsiao (1981, 1982), $\text{Cov}[(y_{i,t-1} - \bar{y}_i), (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)] \approx \frac{-\sigma_\varepsilon^2(T-1)-T\delta+\delta^T}{T^2(1-\delta)^2}$ – ver Greene (2011), p. 399.

usa-se todo o conjunto de variáveis (em nível) como instrumentos, $\mathbf{Z}_i =$

$$\begin{bmatrix} y_{i,1}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, \dots, x'_{i,T} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & y_{i,1}, y_{i,2}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, \dots, x'_{i,T} & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, \dots, x'_{i,T} \end{bmatrix},$$

enquanto, no 2º caso, somente as variáveis (em nível) disponíveis a cada momento, $\mathbf{Z}_i =$

$$\begin{bmatrix} y_{i,1}, x'_{i,1}, x'_{i,2} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & y_{i,1}, y_{i,2}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, x'_{i,3} & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2}, x'_{i,1}, x'_{i,2}, \dots, x'_{i,T-1} \end{bmatrix}. \text{ Por } MQ2E,$$

tem-se, finalmente, $\hat{\theta}_{IV} =$

$$[(\sum_{i=1}^n \tilde{\mathbf{X}}'_i \mathbf{Z}_i)(\sum_{i=1}^n \mathbf{Z}'_i \mathbf{Z}_i)^{-1}(\sum_{i=1}^n \mathbf{Z}'_i \tilde{\mathbf{X}}_i)]^{-1}[(\sum_{i=1}^n \tilde{\mathbf{X}}'_i \mathbf{Z}_i)(\sum_{i=1}^n \mathbf{Z}'_i \mathbf{Z}_i)^{-1}(\sum_{i=1}^n \mathbf{Z}'_i \tilde{\mathbf{y}}_i)].$$

O estimador de variância deste método subestima a verdadeira variância devido à autocorrelação existente entre as observações, forçando o uso de uma matriz robusta de covariância para efetivação do teste da significância para os parâmetros. Além disso, Greene (2011), Cap. 11.8.3, pp. 405-7, ressalta que o estimador de Arellano-Bond não usa o conjunto de pesos mais eficiente, lacuna somente preenchida por Arellano&Bover (1995) e Blundell& Bond (1998), que a usando o Método de Momentos Generalizados (*MMG*) geram estimadores que possuem maior eficiência.

No presente caso das estimações realizadas, não se enfatizou na interpretação os resultados dos testes de Sargan para restrições de sobreidentificação, por se considerar, conforme Baltagi (2005), Ch. 8, pp. 141-2, especulando sobre argumento original de Bowsher (2002), que experimentos de Monte Carlo mostram ter estes testes um baixo poder de precisão quando há muitas condições de momento. Em geral, embora a média estimada seja uma boa aproximação da média assintótica, a variância estimada é muito menor que a sua contrapartida assintótica quando T é grande. Assim, o teste de Sargan tende a gerar taxas de rejeição zero das hipóteses nula e alternativa quando T é muito grande para um dado N , fato que se relaciona à estimação pobre da matriz de pesos de *MMG*, muito mais do que devido à qualidade em si dos instrumentos.

Softwares e Especificações

Na construção das variáveis utilizou-se o *software Stata*, aplicando-se nos alisamentos os métodos *default* disponíveis – Hodrick-Prescott, Baxter-King, Christiano-Fitzgerald e Butterworth – com as definições necessárias para dados anuais. Especificamente no caso do filtro *l1tf* usou-se o pacote estatístico *R* por meio de algoritmo proprietário,³⁷ em que se especificou um baixo valor (1% do máximo) para o parâmetro λ no sentido de se privilegiar a acurácia dos cálculos.

Nas estimações de (i) Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos e (ii) Arellano-Bover/Blundell-Bond utilizou-se *Stata*, aplicando-se, respectivamente, os algoritmos *xtpc se* e *xtabond2*. Em *xtpc* assumiu-se heterocedasticidade apenas nos níveis de painéis (isto é, cada painel possui a sua própria variância), sem haver correlação contemporânea entre painéis (isto é, os painéis não se

³⁷Ver Kim & Koh & Boyd & Gorinevsky (2009).

correlacionam entre si). Já em *xtabond2*, optou-se pela forma *default* recomendada para a matriz *MMG* de instrumentos – onde todos os *lags* disponíveis das variáveis em níveis são instrumentos das equações transformadas e as primeiras-diferenças contemporâneas são instrumentos das equações em níveis –, usando-se em dois estágios com matriz de erros robustos para corrigir a subestimação teórica da variância.³⁸ Ressalta-se, ainda, que *xtabond2* calcula e descreve os testes de sobreidentificação de restrições de Sargan e Hansen em nível e em diferença, mesmo ao se utilizar as opções *two step* e *robust* nas estimações.

Efetuiu-se a estimação de (i) Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos para se verificar a robustez nas estimações efetuadas por Arellano-Bover/Blundell-Bond,³⁹ tendo sido rejeitada a hipótese nula de homocedasticidade dos erros nas equações estimadas,⁴⁰ o que tornou teoricamente inconsistente o uso dos métodos lineares irrestritos.

Nos resultados das estimações constatou-se que os métodos de alisamento *bk* e *l1tf* foram os mais relevantes para expressão do ‘hiato do produto’.⁴¹ Diante disso, elegeu-se *l1tf* como a medida mais adequada de ‘hiato do produto’, escolha referendada teoricamente pelo fato de o referido método ser mais compatível com a abordagem Pós-Keynesiana implícita, em que se considera haver na economia um padrão cíclico intrínseco onde a reversão dos ciclos é provocada por eventos disruptivos.⁴² Escolheu-se, como regra geral, atribuir-se o menor número possível de *lags* em se obtendo resíduos *i.i.d.* (independentes e identicamente distribuídos). Comprovou-se, na maioria dos casos, não haver indicativos de presença significativa de autocorrelação serial de resíduos.

Dropping de variáveis nas estimações

Para ilustrar a consistência interna das estimações realizadas, os quadros abaixo mostram o número de observações e de grupos que foram efetivamente aproveitadas após a eliminação de variáveis com *missing data*, tanto na amostra total de países como nas sub-amostras por grupos de países.

³⁸ Este método possui vantagens relativamente ao método *default* do *Stata*, destacando-se o fato de executar testes de sobreidentificação de restrições de Sargan e Hansen em nível e em diferença, mesmo quando se opta por estimações *two step* e *robust* – ver Roodman (2006).

³⁹ Ver Alvarez & Arellano (2003).

⁴⁰ Realizando-se teste de razão de verossimilhança pelo método *MQG* Factível baseada em função da probabilidade condicional, comparando-se um modelo geral com erros heterocedásticos diante de outro aninhado com erros homocedásticos, rejeitou-se a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade.

⁴¹ Os métodos *hp*, *rw* e *bw* não foram estatisticamente diferente de zero em estimativas realizadas para a amostra total de países no período de 1993 a 2006.

⁴² Semmler & Franke (1996) também concluem que o método mais adequado para o alisamento de séries temporais é o de tendências lineares por partes (*piecewise linear trends*) seguindo Rappoport & Reichlin (1987), onde se geram desvios positivos e negativos de escala comparável, mantendo a eventual suavidade (“*smoothness*”) presente na série original – ver *op. cit.*, p. 609.

QUADRO ANEXO.8

Resultados de número de Observações e de Grupos das Estimações realizadas na Amostra Total de Países

Equação	Nº de Observações	Nº de Grupos
<i>CPE no período 1978-1992</i>	174	74
<i>CPE no período 1993-2006</i>	755	98
<i>CPE no período 2007-2013</i>	669	114

QUADRO ANEXO.9

Resultados de número de Observações e de Grupos das Estimações realizadas nos Países de Alta Renda

Equação	Nº de Observações	Nº de Grupos
<i>CPE no período 1993-1999</i>	29	12
<i>CPE no período 2000-2006</i>	118	19
<i>CPE no período 2007-2013</i>	113	21

QUADRO ANEXO.10

Resultados de número de Observações e de Grupos das Estimações realizadas nos Países de Renda Médio-Alta

Equação	Nº de Observações	Nº de Grupos
<i>CPE no período 1993-1999</i>	54	18
<i>CPE no período 2000-2006</i>	183	29
<i>CPE no período 2007-2013</i>	209	33

QUADRO ANEXO.11

Resultados de número de Observações e de Grupos das Estimações realizadas nos Países de Renda Médio-Baixa

Equação	Nº de Observações	Nº de Grupos
<i>CPE no período 1993-1999</i>	47	16
<i>CPE no período 2000-2006</i>	191	29
<i>CPE no período 2007-2013</i>	205	36

QUADRO ANEXO.12**Resultados de número de Observações e de Grupos das Estimações realizadas nos Países de Baixa Renda**

Equação	Nº de Observações	Nº de Grupos
<i>CPE no período 1993-1999</i>	25	9
<i>CPE no período 2000-2006</i>	113	19
<i>CPE no período 2007-2013</i>	142	24

Como visto, tanto na amostra total de países como nas sub-amostras por grupos de países, o número de observações e de grupos foi significativo em todos os períodos, com exceção do período 1978-1992 nas estimações realizadas na Amostra Total de Países.

Quebra Estrutural em 2007

A quebra estrutural nas séries econômicas em 2007 – ano de referência da Crise Financeira Global – é uma ocorrência estatística evidenciada na própria definição final do *GEPKM*, onde o método de alisamento *l1tf* mostrou-se como sendo o mais relevante nas estimações das equações estruturais em todos os grupos de países e períodos. A falha dos demais métodos em captar as equações inflacionária e produtiva no período pós-Crise demonstra cabalmente a ocorrência da quebra estrutural, já que estes outros métodos – diversamente ao *l1tf* – não são designados para analisar séries que sofrem mudanças recorrentes e abruptas. No entanto, com o objetivo de se delimitar o ano exato do início da quebra – se 2007 ou 2008 – realizaram-se testes de Wald⁴³ nas equações estruturais do *GEPKM*. Os resultados foram inconclusivos, tendo sido rejeitadas as hipóteses nulas de parâmetros invariáveis em ambas as periodizações concorrentes, não havendo uma evidência clara que direcionasse a escolha para um ano específico, embora novamente as estatísticas de teste tenham se comportado ligeiramente melhor no período 2007-2013. Diante desses resultados optou-se por se eleger 2007 como ano inicial da quebra estrutural provocada pela Crise Global, por se considerar que esta escolha não afeta a relevância dos resultados obtidos ao se colocar 2008 como ano de referência.

⁴³ O teste de Wald define variáveis *dummy* (de forma aditiva e multiplicativa) delimitando o período a se testar, havendo robustez estatística da quebra estrutural se os parâmetros das *dummies* são significativamente diferentes de zero a partir de teste Qui-quadrado comparando a equivalência dos dois modelos alternativos, um com e outro sem *dummies* – ver Greene (2011), p. 172.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abrigo, M. R. M. & Love, I. (2015): “*Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs*”, manuscript available at <http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program/Michael-Abrigo.pdf>.
- Alvarez, J. & Arellano, M. (2003): “*The Time Series and Cross-Section Asymptotics of Dynamic Panel Data Estimators*”, *Econometrica*, 71 (4), pp. 1121-1159.
- Amadeo, E. J. (1986): Salários Reais e Nível de Emprego: uma Nota sobre Causalidade, *Ensaio FEE*, Porto Alegre, 7(2), pp. 133-142.
- Anderson, T.W. & Hsiao, C. (1981): “*Estimation of dynamic models with error components*”, *Journal of the American Statistical Association*, pp. 589-606.
- (1982): “*Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data*”, *Journal of Econometrics*, 18, pp. 47-82.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991): “*Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*”, *Review of Economic Studies*, 58 (2), pp. 277-297.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995): “*Another look at the instrumental variable estimation of error-components models*”, *Journal of Econometrics*, Elsevier, 68 (1), pp. 29-51.
- Badeen, D. (2011): “*Ontology and Pluralism: A cognitive map of ontologies in economics and the critique of neoclassical economics*”, *Association for Heterodox Economics*, 2011 Conference Papers, Nottingham Trent University.
- Ball, L. & Moffit, R. (2001): “*Productivity growth and the Phillips curve*”, *NBER Working Papers*, n. 8421.
- Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, 3th edition.
- Baxter, M. & King, R. G. (1999): “*Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*”, *The Review of Economics and Statistics*, 81, pp. 575-593.
- Bernanke, B. & Blinder, A. (1992): “*The federal funds rate and the channels of monetary transmission*”, *American Economic Review* 82, pp. 901-921.
- Bernanke, B. & Gertler, M. (1995): “*Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission*”, *Journal of Economics Perspectives*, 9(4), pp. 27-48.
- Bernanke, B. & Laubach, T. & Mishkin, F. & Posen, A. (1999): “*Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*”, Princeton University Press, New Jersey.
- Bertalanffy, L. (1968): “*General System Theory: Foundations, Development, Applications*”, New York, George Braziller, revised edition 1976.
- Biggs, M. & Mayer, T. (2013): “*Bring credit back into the monetary policy framework!*”, *Political Economy of Financial Markets*, Policy Brief, European Studies Centre, St. Antony’s College, University of Oxford.

- Blundell, R. & Bond, S. (1998): “*Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*”, *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.
- Braga, J. M. (2006): “*Raiz Unitária, Histerese e Inércia: A Controvérsia Sobre a NAIRU na Economia Norte-Americana nos Anos 1990*”, Tese de Doutorado não publicada, Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro.
- Bresser-Pereira, L. C. & Nakano, Y. (1986): “*Inflação inercial e curva de Phillips*”, *Revista de Economia Política*, 6 (2), pp. 69-76.
- Cagala, T. & Glogowsky, U. (2014): “*Panel vector autoregressions for Stata (xtvar)*”, Software package available at www.wirtschaftspolitik.rw.unierlangen.de/Software/XTVAR.zip.
- Cagala, T. & Glogowsky, U. & Grimm, V. & Rincke, J. (2015): “*Cooperation and Trustworthiness in Repeated Interaction*”, *Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik 2014: Evidenzbasierte Wirtschaftspolitik - Session: Public Goods*, No. E03-V3.
- Canova, F. & Ciccarelli, M. (2013): “*Panel Vector autoregressive Models: a Survey*”, ECB, Working Paper Series, n. 1507, available at <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1507.pdf>.
- Catão, L. & Pagan, A. (2010): “*The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structured VAR Approach*”, NCER Working Paper Series 53, National Centre for Econometric Research.
- Céspedes, B. & Lima, E. & Maka, A. (2008): “*Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from SVAR models*”, *Revista Brasileira de Economia*, 62, pp. 123-160.
- Christiano, L. J. & Fitzgerald, T. J. (2003): “*The Band Pass Filter*”, *International Economic Review*, 44 (2), pp. 435-465.
- Claus, I. & Conway, P. & Scott, A. (2000): “*The output gap: measurement, comparisons and assessment*”, Reserve Bank of New Zealand, Research Paper n. 44.
- Cribari-Neto, F. & Cassiano, K. (2005): “*Uma análise da dinâmica inflacionária brasileira: resultados de autoregressão quantílica*”, *Revista Brasileira de Economia*, 59 (4), pp. 535-566.
- Deleplace, G. & Nell, E. J. (1996): “*Introduction: Monetary Circulation and Effective Demand*”, In: Deleplace, G. & Nell, E. J. (Eds.): “*Money in Motion: the Post Keynesian and Circulation Approaches*”, London, Macmillan Press Ltd., pp. 1-46.
- Dow, S. C. (2004): “*Structured Pluralism*”, *Journal of Economic Methodology*, 11(3), pp. 287-288.
- Dutt, A. K. (1997): “*Equilibrium, Path Dependence and Hysteresis in Post-Keynesian Models*”, In: Arestis, P. & Palma, G. & Sawyer, M. (Ed.): “*Markets, Unemployment and Economic Policy: Essays in Honour of Geoff Harcourt*”, Vol. 2, London, Routledge, Cap. 19, pp. 238-53.
- Edmond, C. & Veldkamp, L. (2009): “*Income dispersion and counter-cyclical markups*”, *Journal of Monetary Economics*, 56, pp. 791-804.
- Enders, W. (2009): “*Applied Econometric Time Series*”, Wiley, 3rd edition.

- Epstein, G. (1996): “*Profit Squeeze, Rentier Squeeze, and Macroeconomic Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates*”, In: Deleplace, G. & Nell, E. J. (Eds.): “*Money in Motion: the Post Keynesian and Circulation Approaches*”, London, Macmillan Press Ltd., pp. 684-715.
- Fernandez-Villaverde, J. & Rubio-Ramirez, J. F. & Sargent, T. J. & Watson, M. W. (2007): “*Abcs (and ds) of understanding vars*”, American Economic Review, 97 (3), pp. 1021-1026.
- Ferreira, A. B. & Jayme Jr., F. G. (2005): Metas de Inflação e Vulnerabilidade externa no Brasil, Anais do XXXIII Encontro Nacional de economia da ANPEC.
- Figueiredo, E. & Marques, A. (2009): Inflação inercial como um processo de longa memória: Análise a partir de um modelo Afirma-Figarch, FEA-USP, Estudos Econômicos [online], 39(2), pp. 437-458.
- Friedman, B.M. & Kuttner, K.N. (1996): “*A Price Target for U.S. Monetary Policy? Lessons from the Experience with Money Growth Targets*”, Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, 27(1), pp. 77-146.
- Graziani, A. (2003): “*The monetary theory of production*”, New York, Cambridge University Press.
- Greene, W. (2011): “*Econometric Analysis*”, Prentice Hall, 7th edition.
- Hahn, J. & Kuersteiner, G. (2002): “*Asymptotically Unbiased Inference for a Dynamic Panel Model with Fixed Effects when Both n and T are Large*”, Econometrica, 70 (4), pp. 1639-1657.
- Harrod, R.F. (1936): “*The Trade Cycle: An Essay*”, Oxford, Clarendon Press.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997): “*Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*”, Journal of Money, Credit and Banking, 29 (1), pp. 1-16.
- Holtz-Eakin, D. & Newey, W. & Rosen, H. S. (1988): “*Estimating vector autoregressions with panel data*”, Econometrica, 56(6), pp. 1371-1395.
- Kalecki, M. (1971): “*Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy, 1933-1970*”, Cambridge University Press, Cambridge.
- Keynes, J. M. (1936): Teoria Geral do Emprego, Juros e Moeda, Abril Cultural, Série ‘Os Economistas’, edição brasileira de 1983.
- Kim, S. & Koh, K. & Boyd, S. & Gorinevsky, D. (2009): “*l1 Trend Filtering*”, Society for Industrial and Applied Mathematics, SIAM Review, 51(2), pp. 339-360, available at <http://www.siam.org/journals/sirev/51-2/69027.html>.
- Kregel, J. A. (1976): “*Economic Methodology in the Face of Uncertainty: The Modelling Methods of Keynes and the Post-Keynesians*”, The Economic Journal, Jun., 86(342), pp. 209-225.
- Kregel, J. A. (1986): “*Shylock and Hamlet, or are there Bulls and Bears in the Circuit?*”, serie MP 3, pp. 11-22.
- Kreisler, P. & Lavoie, M. (2007): “*The new consensus on monetary policy and its Post-Keynesian critique*”, Review of Political Economy, 19, pp. 387-404.

- Lavoie, M. (2004): “*A Primer on Endogenous Credit Money*”, In: Louis-Phillippe Rochon, L. & Rossi, S. (Ed.): “*Studies in the Modern Theories of Money*”, Amherst, Edward Elgar Publishing, pp. 506-43.
- (2006): “*A Post-Keynesian Amendment to the New Consensus on Monetary Policy*”, *Metroeconomica, International Review of Economics*, 57(2), pp. 165-192.
- Lawson, T. (1989): “*Abstraction, Tendencies and Stylised Facts: A Realist Approach to Economic Analysis*”, *Cambridge Journal of Economics*, 13(1), pp. 59-78.
- Layard, R. (1982): “*Is income policy the answer?*”, *Economica*, 49.
- Leon-Ledesma, M. A. & Thirlwall, A. P. (2002): “*The endogeneity of the natural rate of growth*”, *Cambridge Journal of Economics, Oxford University Press*, 26 (4), pp. 441-59.
- Libânio, G. (2005): “*Unit roots in macroeconomic time series: theory, implications, and evidence*”, *Revista Nova Economia*, 15 (3), pp. 145-176.
- (2009): “*Aggregate Demand and the Endogeneity of the Natural Rate of Growth: evidence from Latin American economies*”, *Cambridge Journal of Economics*, 33 (5), pp. 967-984.
- (2010): “*A note on inflation targeting and economic growth in Brazil*”, *Brazilian Journal of Political Economy*, 30 (1), pp. 73-88.
- Lima, G. T. (2004): “*Power and Conflict in Macro-Policy Making: A Note on a Political Economy of an Incomes Policy*”, *Brazilian Journal of Political Economy*, 24 (2), pp. 514-522, available at <http://www.rep.org.br/PDF/96-4.PDF>.
- Lima, G. T. & Setterfield, M. (2008): “*Inflation targeting and macroeconomic stability in a Post Keynesian economy*”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 30 (3), pp. 435-61.
- (2010): “*Pricing Behaviour and the Cost Channel of Monetary Policy*”, *Review of Political Economy*, 22 (1), pp. 19-40.
- (2011): “*The Cost Channel of Monetary Policy in a Post Keynesian Macro Dynamic Model of Inflation and Output Targeting*”, Trinity College Department of Economics, Working Paper No. 11-02, available at <http://ssrn.com/abstract=1833844>.
- Love, I. & Ziccino, L. (2006): “*Financial Development and Dynamic Investment Behavior: evidence from Panel VAR*”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, pp. 190-210.
- Luhmann, N. (1995): “*Social Systems*”, Stanford, Stanford University Press, translated by John Bednarz Jr.
- Maia, A. L. S. & Cribari-Neto, F. (2006): “*Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica*”, *Revista Brasileira de Economia*, 60(2), pp. 153-165.
- Minella, A. (2001): “*Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation*”, Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n. 33.
- Minsky, H. P. (1986): “*Stabilizing an Unstable Economy*”, Yale University Press, New Haven.

- (1996): “*The Essential Characteristics of Post Keynesian Economics*”, In: Deleplace, G. & Nell, E. J. (Eds.): “*Money in Motion: the Post Keynesian and Circulation Approaches*”, London, Macmillan Press Ltd., pp. 70-88.
- Mishkin, F.S. (2000): “*From Monetary Targeting to Inflation Targeting: Lessons from the Industrialized Countries*”, Columbia University.
- Missio, F. J. & Jayme Jr., F. G. & Oreiro, J. L. (2015): “*The structuralist tradition in economics: methodological and macroeconomics aspects*”, Brazilian Journal of Political Economy, 35 (2), pp. 247-266, available at <http://www.rep.org.br/PDF/139-3.PDF>.
- Nakajima, J. (2011): “*Monetary Policy Transmission under Zero Interest Rates: An Extended Time-Varying Parameter Vector Autoregression Approach*”, IMES Discussion Paper Series 11-E-08, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- Nelson, C. & Plosser, C. (1982): “*Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications*”, Journal of Monetary Economics, 10 (2), pp. 139-162.
- Nicholson, W. (2002): “*Microeconomic Theory: Basic Principles and Extensions*”, South-Western; Thomson, 8th Edition.
- Nickell, S. J. (1981): “*Biases in Dynamic Models with Fixed Effects*”, Econometrica, 49 (6), pp. 1417-26.
- Parguez, A. (1996): “*Beyond Scarcity: a Reappraisal of the Theory of the Monetary Circuit*”, In: Deleplace, G. & Nell, E. J. (Eds.): “*Money in Motion: the Post Keynesian and Circulation Approaches*”, London, Macmillan Press Ltd., pp. 155-99.
- Parsons, T. (1951): “*The Social System*”, London, Routledge & Kegan Paul, edition published in the Taylor & Francis e-Library, 2005.
- Pollin, R. (2002): “*Wage Bargaining and the US Phillips Curve: was Greenspan right about traumatized workers in the 90s?*”, mimeo, Political Economy Research Institute, University of Massachusetts Amherst.
- Pollock, D. S. G. (2000): “*Trend estimation and de-trending via rational square-wave filters*”, Journal of Econometrics, 99, pp. 317-334.
- Primiceri, G. (2005): “*Why Inflation Rose and Fell: Policymakers' Beliefs and US Postwar Stabilization Policy*”, NBER Working Papers 11147, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Rappoport, P. & Reichlin, L. (1987): “*Segmented Trends and Nonstationary Time Series*”, Economic Journal, 99, pp. 168-177.
- Ravn, M. & Uhlig, H. (2002): “*On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations*”, The Review of Economics and Statistics, 84 (2), pp. 371-375.
- Romer, D. (2012): “*Advanced Macroeconomics*”, 4th Edition, McGraw-Hill, New York.
- Roodman, D. (2006): “*How to Do xtabond2: An introduction to ‘Difference’ and ‘System’ GMM in Stata*”, Working Paper 103, Center for Global Development, Washington, available at www.cgdev.org.

- Rowthorn, B. (1977): “*Conflict, inflation and money*”, Cambridge Journal of Economics, 1 (3), pp. 215-239.
- Sanchez-Ancochea, D. (2007): “*Anglo-Saxon Structuralism vs. Latin American Structuralism in Development Economics*”, In: Perez, E. & Varengo, M. (Ed.): “*Ideas, Policies and Economic Development in the Americas*”, Routledge, New York, pp. 208-227.
- Schmitt, B. (1972): *Macroeconomic Theory. A Fundamental Revision*, Albeuve: Castella.
- (1996): “*A New Paradigm for the Determination of Money Prices*”, In: Deleplace, G. & Nell, E. J. (Eds.): “*Money in Motion: the Post Keynesian and Circulation Approaches*”, London, Macmillan Press Ltd., pp. 104-38.
- Semmler, W. & Franke, R. (1996): “*The Financial – Real Interaction and Investment in the Business Cycle: Theories and Empirical Evidence*”, In: Deleplace, G. & Nell, E. J. (Eds.): “*Money in Motion: the Post Keynesian and Circulation Approaches*”, London, Macmillan Press Ltd., pp. 606-634.
- Serrano, F. (2010): O ‘conflito distributivo’ e a teoria da inflação inercial, Revista de Economia Contemporânea, Rio de Janeiro, 14 (2), pp. 395-421.
- Serrano, F. & Braga, J. (2008): “*Some evidence on how inflation targeting really works in Brazil*”, Seminaries internacional do CCJE-UFRJ.
- Setterfield, M. (1997): “*Should Economists Dispense with the Notion of Equilibrium?*”, Journal of Post Keynesian Economics, 20 (1), pp. 47-76.
- (2003): “*Critical Realism and Formal Modelling: Incompatible Bedfellows?*”, In: Downward, P. (Ed.): “*Applied Economics and the Critical Realist Critique*”, London, Routledge, pp. 71-88.
- (2004): “*Central banking, stability and macroeconomic outcomes: a comparison of New Consensus and post-Keynesian monetary macroeconomics*”, In: Lavoie, M. & Seccareccia, M. (Eds.): “*Central Banking in the Modern World: Alternative Perspectives*”, Edward Elgar, Cheltenham, pp. 35-56.
- (2005): “*Worker Insecurity and U.S. Macroeconomic Performance During the 1990s*”, Review of Radical Political Economics, Union for Radical Political Economics, 37(2), pp. 155-177.
- (2006): “*Is Inflation Targeting Compatible with Post Keynesian Economics?*”, Journal of Post Keynesian Economics, Summer, 28(4), pp. 653-671.
- Sims, C. (1992): “*Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy*”, European Economic Review, 36 (5), pp. 975-1000.
- Sordi, S. & Vercelli, A. (2012), “*Genesis and foundations of the multiplier: Marx, Kalecki and Keynes*”, History of Economic Ideas, 20(2), pp. 137-155.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2001): “*Vector Autoregressions*”, Journal of Economic Perspectives, 15 (4), pp. 101-115.

- Stone, J. E. (1954): “*Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand*”, *Economic Journal*, 64, pp. 511-27.
- Summa, R. F. (2010): “Um Modelo Alternativo ao ‘Novo Consenso’ para Economia Aberta”, Tese de Doutorado não publicada, Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro.
- Taylor, J. B. (1995): “*The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework*”, *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 11-26.
- Vogel, L. (2009): “*The endogeneity of the natural rate of growth – an empirical study for Latin-American countries*”, *International Review of Applied Economics*, 23(1), pp. 41-53.
- Wallich, H. & Stockton, D. (1989): “*A macroeconomic perspective on tax-based income policies*”, In: Kregel, J. (Ed.): “*Inflation and income distribution in capitalist crisis*”, London, Macmillan.
- Weintraub, S. & Wallich, H. (1971): “*A tax-based incomes policy*”, In: Weintraub, S. (Ed.): “*Keynes, Keynesians and Monetarists*”, Pennsylvania, University of Pennsylvania Press, 1983.
- Wray, L. R. (2012): “*Modern Money Theory. A Primer on Macroeconomics for Sovereign Monetary Systems*”, London, Palgrave Macmillan Limited.
- Zanetti, F. & Mumtaz, H. (2013): “*The Effect of Labor and Financial Frictions on Aggregate Fluctuations*”, *Economics Series Working Papers 690*, University of Oxford, Department of Economics.
- Zivot, E. & Wang, J. (2006): “*Modeling Financial Time Series with S-PLUS*”, Springer New York.