



**TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 542**

**PROPOSIÇÃO E ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO DE DINÂMICA PRODUTIVA SEGUNDO A  
ABORDAGEM 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 Lídia 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 Lopes da Gama.
2016	Proposição e estimativa da equação de dinâmica produtiva segundo a abordagem Estruturalista Pós-Keynesiana / Antonio Claudio Cerqueira, Gilberto Libânia. – Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2016.
	38 p. : il. - (Texto para discussão, 542)
	ISSN 2318-2377
	Inclui bibliografia.
	1. Macroeconomia. 2. Economia I. Cerqueira, Antonio Claudio Lopes da Gama. II. Libânia, Gilberto de Assis. III. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Série.
	CDD: 339

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG – FPS/107/2016

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 or of 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 DA EQUAÇÃO DE DINÂMICA PRODUTIVA SEGUNDO A  
ABORDAGEM 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 “Ensaios sobre Inflação, Dinâmica Produtiva e Política Econômica em uma Abordagem Estruturalista Pós-Keynesiana”.

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO .....	6
MODELO FORMAL .....	9
EVIDÊNCIAS PRÉVIAS .....	12
ESTUDO EMPÍRICO .....	13
MÉTODOS ESTATÍSTICOS .....	15
ESTIMAÇÃO DA <i>CHPE</i> .....	15
COMPARAÇÃO ENTRE GRUPOS DE PAÍSES EM PERÍODOS SUCESSIVOS .....	18
CONCLUSÕES.....	21
ANEXO .....	22
Base de Dados .....	22
Descrição das variáveis .....	23
Frequência de <i>missing data</i> .....	25
Estatísticas Básicas.....	26
Testes de Razão de Verossimilhança para Heterocedasticidade .....	27
Testes de Raiz Unitária.....	27
Modelos Econométricos .....	28
<i>Softwares</i> e Especificações.....	28
<i>Dropping</i> de variáveis nas estimativas .....	29
Quebra Estrutural em 2007.....	30
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	31

## 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 do Hiato do Produto Estruturalista (CHPE) baseada no Princípio da Demanda Efetiva e na hipótese de *Big Government*, conformando dinâmica onde desvios transitórios da tendência estocástica se relacionam a aceleradores vindos do consumo, setor público, setor financeiro e setor externo. A CHPE 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 do hiato do produto passado com valor menor que a unidade e parâmetros dos aceleradores significativos na maioria dos grupos de países e períodos, em especial os gastos extraordinários de consumidores. As estimativas realizadas suportam com sucesso a abordagem proposta sobre os determinantes da dinâmica produtiva, confirmando a regra teórica de prevalecer inércia parcial na taxa estocástica de crescimento econômico.

## 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 Output Gap Curve (CHPE), an dynamic output equation based on Principle of Effective Demand and Big Government hypothesis, forming dynamics in which transitory deviations from the stochastic trend are related with accelerators coming from consumption, public sector, financial sector and external sector. The CHPE 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 output gap with a value lesser than unity and where the accelerators are relevant in most groups of countries and periods, in special the extra spending of consumers. The estimates successfully support the proposed approach on output dynamics determinants, confirming the theoretical rule that there is partial inertia on the stochastic rate of economic growth.

## INTRODUÇÃO

O modelo padrão existente para descrever a política monetária baseia-se na interação de três equações fundamentais, (i) a Curva-*IS* relacionando taxa de juros com variação do produto, (ii) a Curva de Phillips relacionando inflação com ‘hiato do produto’, e (iii) uma função de reação do Banco Central determinando o comportamento da taxa de juros.

Setterfield (2006) demonstra que neste arcabouço a política monetária usualmente gera soluções estáveis dinamicamente. Dado o modelo padrão 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 –, obtém-se uma solução estável na qual um eventual caráter recessivo esconde-se sob o pressuposto de a economia tender, no longo prazo, às taxas “naturais” de desemprego e de crescimento do produto.<sup>1</sup>

Setterfield (2006) e Lavoie (2006) provam que este modelo pode servir ao paradigma pós-Keynesiano ao se abandonar a hipótese de taxa natural de crescimento determinada pelo lado da oferta (capital, trabalho e progresso técnico). Propondo-se o Modelo Estendido Pós-Keynesiano (*EPKM*), onde o produto potencial é endogenamente determinado pelo produto corrente<sup>2</sup> e o ‘conflito distributivo’ é inserido explicitamente na equação de preços sob regra de *markup*, obtém-se a estabilidade dos pares inflação/produto se houver a concomitante execução de uma política de rendas que seja aceita pelos trabalhadores como sendo adequada aos seus anseios de participação na renda.

Setterfield (2006) conclui que no sistema de equações representativo dos dilemas apresentados à política monetária – composto de (E.1)  $y = y_0 - \delta r$ ; (E.2)  $p = p_{-1} + \alpha y + \varphi \theta Z$  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 – há um *lócus* de soluções estáveis onde  $p^* = p^T$  e  $y^* = \frac{(1-\varphi)p^* - \theta Z}{\alpha}$ .<sup>3</sup>

O *EPKM* a princípio não abandona o uso da tradicional Curva-*IS* sob a premissa de haver uma relação estável entre a taxa a de juros e o produto ao longo do tempo, implicando que o produto reage de forma definida quando ocorrem modificações na taxa de juros.<sup>4</sup> Acreditando-se ser irrealista esta premissa devido a fortes evidências empíricas em contrário, propõe-se, aqui, desenvolver uma formalização alternativa na qual a taxa de juros é colocada como um parâmetro de referência implícito na atuação do Princípio da Demanda Efetiva (*PDE*).

<sup>1</sup> 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.

<sup>2</sup> Associando-se a histerese do produto à hipótese de ser o produto (corrente e potencial) conduzido pela demanda, explica-se porque as séries de produto apresentam tendência estocástica relacionada à raiz unitária de processos autoregressivos – ver Libânia (2005).

<sup>3</sup> Novamente, não se procede à demonstração da solução por ser considerada trivial.

<sup>4</sup> A Curva-*IS* é, de fato, uma versão Keynesiana da determinação do produto gestada na chamada Síntese Neoclássica, uma abordagem que distorceu a visão dinâmica completa de Keynes – ver Kregel (1976).

Partindo-se de uma estrita abordagem Pós-Keynesiana, sugere-se uma derivação da equação de determinação do produto em que a dinâmica produtiva caracteriza-se por um forte componente inercial onde desvios da implícita trajetória de produto tendencial – determinada pela atuação do *PDE* sob a hipótese de ‘histerese forte’ do produto<sup>5</sup> – se relacionam a modificadores (ou ‘aceleradores’) provenientes do consumo, do setor público, do setor financeiro e/ou do setor externo.

O acelerador de consumo emerge quando choques extemporâneos modificam o comportamento padrão dos consumidores, escapando de seu comportamento habitual. Esta inovação pode ser causada por uma série de fatores, destacando-se, aqui, as ondas de otimismo decorrentes de um aumento de renda real, que também se relaciona a aspectos institucionais de impulsos advindos de propaganda/novos produtos, uma possibilidade de aprofundamento com o sistema financeiro, etc., com o inverso se dando quando há uma diminuição da renda real.

O acelerador público provém do que se convencionou chamar de ‘*Big Government*’, a entidade-sombra surgida após a grande depressão de 1929-1936 que, por meio de atuação continuada nas áreas militar, de infraestrutura, *welfare state* e de estabilização financeira, logrou construir um poderoso mecanismo anticíclico automático, relativamente eficiente em sustentar os níveis de produto e emprego.<sup>6</sup>

O acelerador financeiro, por sua vez, prende-se ao fato de que novos investimentos, além daqueles já testados e comumente realizados, dependem da obtenção junto ao Sistema Financeiro de um devido apoio. Este canal foi originalmente enfatizado por Minsky que, partindo da concepção de “economia monetária de produção”,<sup>7</sup> considerou haver um inter-relacionamento intrínseco entre as esferas financeira e real na economia capitalista, onde o investimento é a contrapartida real das relações financeiras havidas entre credores e devedores. Em Minsky (1996) a “fragilidade financeira” das empresas é o elemento central para explicar a sucessão de ciclos da economia, na qual a exposição crescente ao risco financeiro a ocorrer na fase expansiva necessariamente provoca uma reversão para a fase contracionista, havendo a possibilidade de liquidação de posições que potencialmente pode exacerbar o processo e gerar uma depressão mais grave – o chamado *debt deflation process*.

Por fim, o acelerador externo relaciona-se ao canal externo presente em todas as economias (em maior ou menor medida), onde o setor exportador da economia pode se beneficiar de eventuais alterações nos ritmos de crescimento da demanda mundial ou da taxa de câmbio a relacionar a moeda local com a moeda internacional de troca. Tem-se que, embora os choques tendam sempre a ser significativos, há uma significativa variação entre os países relacionada aos particulares perfis produtivos e importância do comércio internacional *vis a vis* o peso do comércio nacional em cada país considerado.

---

<sup>5</sup> A teoria Pós-Keynesiana associa as perturbações na tendência estocástica do produto – relacionada à identificação de raiz unitária em processos autoregressivos – a choques de demanda, incluindo os oriundos de política econômica – ver Libânio (2005).

<sup>6</sup> Minsky (1986) mostra que a atenuação dos ciclos ocorrida após a II Guerra Mundial deveu-se à atuação destes mecanismos relacionados ao ‘*Big Government*’.

<sup>7</sup> Kregel (1976), em sua interpretação da obra completa de Keynes, defende ser central o conceito de “economia monetária de produção”, estágio do capitalismo onde a “preferência pela liquidez” torna o produto univocamente determinado pela demanda efetiva, ontologicamente diferente da estilizada “economia de trocas reais” onde o pleno uso de recursos é garantido pela prevalência de mecanismos automáticos de correção de desequilíbrios, como captados pela Lei de Say.

Defende-se, neste ensaio, que a visão de haver uma dinâmica produtiva fortemente inercial é referendada pela Abordagem Circulacionista,<sup>8</sup> onde a esfera produtiva é uma decorrência subsidiária do “círculo monetário” estabelecido antecendentemente. Neste esquema as Instituições Financeiras (*IFs*) são as entidades basilares que centralizam o fornecimento da ‘moeda nova’ necessária à produção, possuindo o poder de gerar renda imediata em forma de salários e renda futura em forma de lucros. Como se tem que para haver uma inserção continuada no “círculo monetário” as empresas devem ter a capacidade de gerar lucros para suportar os financiamentos, o processo produtivo tende a ser inercial na dinâmica estabelecida, na medida em que as apostas devem ser continuamente referendadas no processo de crescimento econômico.

Quando o investimento, o produto e a demanda efetiva tornam-se interligados no processo dinâmico de geração de lucros e demonstração de solidez financeira, gera-se um círculo monetário que se recicla ininterruptamente, sendo o retorno de capital aquele requerido para a garantia das relações financeiras estabelecidas sob parâmetros estáveis de taxa de juros e *spread* – um processo que gera subsidiariamente a satisfação das necessidades da população em relação a emprego, renda e consumo.<sup>9</sup>

O objetivo central deste ensaio é, pois, o de derivar uma equação produtiva modificada que se adeque a esta visão subjacente, a ser chamada de Curva de Hiato do Produto Estruturalista (*CHPE*), para posteriormente estimá-la em um painel de países de modo a verificar a adequação de seus postulados.

A equação de variação do produto tendencial a se propor baseia-se no *PDE* e na hipótese de ‘*Big Government*’ atuante como determinantes primários, dinamizando-se a regra básica que produz a premissa de inercialidade da dinâmica produtiva. Os modificadores de tendência, chamados genericamente de ‘aceleradores’, surgem da variação do padrão de atuação dos agentes representativos (consumidores, investidores, setor público e setor externo), que eventualmente alteram seu comportamento tendencial devido ao surgimento de choques extemporâneos provenientes de diversas fontes.

Na determinação do investimento usar-se-á o conceito de “impulso de crédito” como proposto por Biggs & Mayer (2013), que relaciona empiricamente o crescimento do produto com variações secundárias ocorridas nas concessões de crédito. Formalmente, postula-se que, sendo o investimento adicional determinado por novas concessões de crédito, então o crescimento da economia é determinado pela segunda derivada das operações de crédito fornecidas pelas *IFs*, isto é, a variação da variação ocorrida em concessões de crédito. Argumenta-se ser possível adaptar o conceito de “impulso de crédito” à abordagem Pós-Keynesiana no sentido de Minsky, onde os efeitos da política monetária sobre o setor real são variáveis e dependentes dos momentos históricos vivenciados. Abandona-se, por fim, o pressuposto de a taxa de juros ser capaz de captar sinteticamente o relacionamento entre os setores financeiro e real, considerando-se ser esta uma abordagem que distorce a efetiva relação existente entre as esferas fundamentais da economia.

Assim, gerando-se a *CHPE* para atender aos pressupostos da visão Pós-Keynesiana, o objetivo seguinte é estimá-la em um painel de países onde se efetuará comparações que destaque as particularidades dos países nos diferenciados estágios de desenvolvimento econômico e institucional existentes.

---

<sup>8</sup> Deleplace& Nell (1996), p. 9.

<sup>9</sup> Parguez (1996), pp. 157-8.

## MODELO FORMAL

Para derivar a equação estrutural do produto, inicialmente define-se o produto pelas usuais categorias de demanda:

$$Y = C + G + I + E - M \quad (II.1)$$

Em (II.1),  $Y$  é o produto,  $I$  é o investimento,  $G$  são os gastos do Governo,  $C$  é o consumo,  $E$  são as exportações e  $M$  são as importações, todos expressos na unidade monetária local.

$$C = C_{-1} + c(Y - Y^*) + b\Delta C_{XT} \quad (II.2)$$

Em (II.2)  $C$  é o consumo contemporâneo;  $C_{-1}$  é o consumo defasado;  $c$  é o parâmetro que relaciona alterações no consumo determinadas por aumentos extraordinários de renda ( $Y - Y^*$ ), expressando que os consumidores alteram o ritmo inercial de suas despesas<sup>10</sup> sempre que varia o ‘hiato do produto’ – flutuações do produto ( $Y$ ) sobre a tendência endógena ( $Y^*$ ) –,  $\Delta C_{XT}$  é o acelerador de consumo que capta choques causados por razões autônomas, e  $b$  é o parâmetro que relaciona o acelerador de consumo aos gastos finais efetuados.

$$I = I_{-1} + k(Y - Y^*) + j\Delta F \quad (II.3)$$

Em (II.3)  $I$  é o investimento contemporâneo;  $I_{-1}$  é o investimento defasado;  $k$  é o parâmetro que relaciona alterações no investimento determinadas por aumentos extraordinários de renda ( $Y - Y^*$ ), expressando que os investidores alteram o ritmo inercial de suas despesas<sup>11</sup> à medida que varia o ‘hiato do produto’ – flutuações do produto ( $Y$ ) sobre a tendência endógena ( $Y^*$ ) –,  $\Delta F$  é o acelerador financeiro que capta choques de crédito de financiamentos das *IFs* direcionados para a geração de novo estoque de capital, e  $j$  é o parâmetro que relaciona o acelerador financeiro aos gastos finais de investimento.

O acelerador financeiro está embasado teoricamente na abordagem ‘circulacionista’, que advoga haver uma precedência causal do setor financeiro sobre o setor real – uma visão que é endossada por Minsky.<sup>12</sup> A extensa discussão sobre o papel das expectativas nessa relação, como o fato de o crédito adicional ofertado pelas *IFs* somente ser efetivo se as expectativas dos empresários referendarem este impulso direcionando-o ao investimento, será desconsiderada aqui, fundamentalmente porque está se adotando uma visão dinâmica onde as expectativas estão embutidas na conformação da taxa estocástica de crescimento do produto.<sup>13</sup>

<sup>10</sup> As evidências empíricas de haver um forte componente inercial nos gastos de consumo são bastante antigas, remontando ao trabalho pioneiro de Stone (1954) no desenvolvimento do *LES* (*Linear Expenditure System*), generalização da função Cobb-Douglas a incorporar a ideia de que certos montantes mínimos dos bens estão dadas quando o consumidor faz suas escolhas para maximizar utilidade no consumo – ver Nicholson (2002), Ch. 4, pp.113-4.

<sup>11</sup> As evidências empíricas de haver um forte componente inercial nos gastos de investimento são bastante antigas, remontando à hipótese do ‘princípio do acelerador’ apresentado pioneiramente em Harrod (1936) – ver Sordi & Vercelli (2012).

<sup>12</sup> Em uma abordagem conjunta baseada em Minsky e ‘circulacionistas’, o investimento adicional é necessariamente determinado pelo fluxo de ‘crédito novo’, pois sem haver uma criação de moeda o projeto novo não pode ser realizado.

<sup>13</sup> Adotando-se uma visão mais tradicional, pode-se argumentar que as expectativas dos empresários estão refletidas na preferência pela liquidez das *IFs*, significando que o acelerador financeiro sempre é endossado por expectativas empresariais direcionadas ao investimento.

Considera-se, na função-investimento proposta, que a taxa de juros é um *benchmark* de referência para a rentabilidade esperada do capital, não podendo ser explicitada na equação como um parâmetro passível de ser estimado, como usualmente se faz no uso da Curva-*IS*. Na abordagem aqui adotada, os efeitos dinâmicos da taxa de juros sobre o produto são indefinidos *a priori*, já que os níveis de produto efetivamente realizados sob a vigência de uma determinada taxa de juros não revelam fatores que estão ocultos para uma expressão econômica direta, como são a rentabilidade efetiva do capital, a carga de dívidas das empresas, a capacidade de adimplência dos compromissos assumidos, a disponibilidade das *IFs* em refinanciar passivos, etc., implicando que variações do produto não guardam uma relação causal direta com variações da taxa de juros.

$$G = G_{-1} + g(Y - Y^*) + d\Delta G_{BG} \quad (II.4)$$

Em (II.4)  $G$  são os gastos públicos contemporâneos;  $G_{-1}$  os gastos públicos defasados;  $g$  é o parâmetro que relaciona alterações nos gastos públicos determinadas por aumentos extraordinários de renda ( $Y - Y^*$ ), expressando que o setor público altera o ritmo inercial de suas despesas à medida que varia o ‘hiato do produto’ – flutuações do produto ( $Y$ ) sobre a tendência endógena ( $Y^*$ ) –,  $\Delta G_{BG}$  é o acelerador de gastos públicos que capta choques relacionados aos mecanismos automáticos dados pelo ‘*Big Government*’, e  $d$  é o parâmetro que relaciona o acelerador público aos gastos finais efetuados. Considera-se que os gastos públicos têm um forte componente inercial por prevalecer, institucionalmente, determinações obrigatórias e vinculantes que determinam a execução dos gastos públicos em função da renda em sua determinação estocástica, os quais podem ser potencializados nos momentos de crise pelos mecanismos anticíclicos automáticos presentes na maioria dos arcabouços institucionais dos países.<sup>14</sup>

$$M = M_{-1} + m(Y - Y^*) \quad (II.5)$$

Em (II.5) define-se uma função importação com características fundamentalmente estruturais, em que se considera prevalecer um forte componente inercial onde as variações das importações ( $M - M_{-1}$ ) se relacionam à dinâmica de variação do ‘hiato do produto’ ( $Y - Y^*$ ), sendo  $m$  é o parâmetro que relaciona os dois montantes.

Desconsidera-se explicitamente, na função importação aqui formulada, que as variações cambiais possam ser captadas diretamente na equação, enquanto parâmetro relativamente fixo passível de ser estimado. Na função-importação aqui adotada, a taxa de câmbio é um parâmetro oculto, assim como é a taxa de juros na função-investimento, localizando-se de forma antecedente à decisão dos gastos efetivos. Obviamente, tem-se que a variação da taxa de câmbio gera impactos sobre as dinâmicas de curto prazo, mas considera-se que, ao longo do tempo, estes impactos tendem a se desvanecer por prevalecerem os aspectos iniciais da determinação da dinâmica produtiva. Por razões similares, refuta-se que os choques de consumo gerados por razões autônomas possam ser direcionados ao comércio internacional de forma permanente, uma vez que é objetivo do *policymaker* assegurar, quase invariavelmente, um relativo controle da balança comercial.

<sup>14</sup> Minsky (1986) mostra que a atenuação dos ciclos ocorrida após a II Guerra Mundial deveu-se ao ‘*Big Government*’ instituído nas áreas de infraestrutura, militar, de *welfare state* e financeira, viabilizando a atuação de eficiente mecanismo anticíclico automático.

$$E = E_{-1} + h\Delta W \quad (II.6)$$

Em (II.6), os exportadores alteram o ritmo inercial de suas vendas internacionais ( $E - E_{-1}$ ) quando há choques externos ( $\Delta W$ ) referentes ao crescimento da renda mundial medida em moeda nacional ( $\Delta W = \Delta Y^F + \Delta T$ ) – onde  $Y^F$  é a renda do Resto do Mundo em US\$ e  $T$  a taxa de câmbio nominal –, sendo  $h$  o parâmetro que relaciona os dois montantes.<sup>15</sup>

Do mesmo que na função-importação definida anteriormente, esta função-exportação tem características fundamentalmente estruturais, não sendo possível captar o impacto de variações cambiais de uma forma direta na equação, enquanto parâmetro relativamente fixo passível de ser estimado. Embora se reconheça que a variação da taxa de câmbio impacta a dinâmica de exportação, considera-se que, ao longo do tempo, estes impactos tendem a se desvanecer, prevalecendo os aspectos iniciais da dinâmica produtiva.

Substituindo (II.2), (II.3), (II.4), (II.5), (II.6) em (II.1) obtém-se, finalmente, a equação da *CHPE*:

$$Y = \frac{1}{1+m-c-k-g} [A_{-1} + (m - c - k - g)Y^* + b\Delta C_{XT} + j\Delta F + b\Delta G_{BG} + h\Delta W] \quad (II.7)$$

Em (II.7),  $A_{-1}$  é a soma dos componentes defasados da demanda, quais sejam,  $C_{-1}$ ,  $G_{-1}$ ,  $I_{-1}$ ,  $X_{-1}$ ,  $E_{-1}$  e  $M_{-1}$ .

Aplicando-se logaritmo, diferenciando-se no tempo<sup>16</sup> e retirando-se a tendência endógena de ambos os lados da igualdade, obtém-se uma equação transformada em variáveis definidas enquanto taxas de variação:

$$\Delta x = \hat{s}\Delta x_{-1} + \hat{b}\Delta^2 c + \hat{d}\Delta^2 g + \hat{h}\Delta^2 w + \hat{j}\Delta^2 f \quad (II.8)$$

Em (II.8),  $\Delta x$  é a taxa de variação do ‘hiato do produto’ endógeno ( $\Delta x = \Delta y - \Delta y^*$ ),  $\Delta x_{-1}$  é a taxa de variação dos componentes defasados de demanda (onde  $\hat{s} < 1$ ),  $\Delta^2 c$  é o acelerador de consumo,  $\Delta^2 g$  é o acelerador público,  $\Delta^2 w$  é o acelerador externo e  $\Delta^2 f$  é o acelerador de crédito, e as demais notações são parâmetros do relacionamento entre as variáveis independentes diante da variável dependente.

Esta é, pois, a equação da *CHPE* a ser testada nos estudos empíricos.

<sup>15</sup> A escolha da variação nominal da taxa de câmbio, ao invés de variação real, prende-se ao fato de se considerar que o impacto primário da variação da renda mundial, ao ser convertida para a moeda local, se dá pela variação dos valores nominais expressos na taxa de câmbio. Os subsequentes impactos inflacionários, por mais que possam atenuar o impacto primário, podem se atenuar pelo próprio fato de a taxa de câmbio nominal sofrer modificações relacionadas ao impacto inflacionário havido.

<sup>16</sup> Para simplificar as notações, a primeira derivada parcial da variável  $x$  em relação ao tempo  $t$ ,  $\Delta x / \Delta t$ , é expressa como  $\Delta x$ , e a segunda derivada parcial da variável  $x$  em relação ao tempo  $t$ ,  $\Delta^2 x / \Delta t^2$ , é expressa como  $\Delta^2 x$ .

## EVIDÊNCIAS PRÉVIAS

Sobre a preponderância do setor financeiro na economia e a variabilidade dos efeitos reais de medidas de política monetária – que potencialmente inviabilizam o cálculo de um parâmetro estável para a variável financeira na Curva-*IS* – existem inúmeros estudos na literatura, tanto *mainstream* como Pós-Keynesiana.

A partir da literatura *mainstream* pode-se concluir que há uma volatilidade implícita nos parâmetros calculados pelo modelo padrão quando se constata que os efeitos reais após choques monetários são mais prolongados que os previstos. Esta incongruência empírica usualmente se resolve com a especificação *ad hoc* de erros com correlação serial nas equações do modelo padrão. Romer (2012) define o modelo canônico usado em política monetária, o Novo Keynesiano, como composto de três equações –(NK. 1) $y_t = E_t [y_{t+1}] - \frac{1}{\theta}r_t + u_t^{IS}$ ; (NK. 2) $\pi_t = \beta E_t [\pi_{t+1}] + \kappa y_t + u_t^\pi$ ; (NK. 3) $r_t = \phi_\pi E_t [\pi_{t+1}] + \phi_y E_t [y_{t+1}] + u_t^{MP}$ ; onde  $y$  é a taxa de crescimento do produto,  $E$  é o operador de expectativas,  $r$  é a taxa de juros,  $\pi$  é a inflação,  $u_t^{IS}$ ,  $u_t^\pi$  e  $u_t^{MP}$  são choques aleatórios em cada uma das equações especificadas, e as demais notações são parâmetros comportamentais –, em que os choques seguem processos *AR(1)* estacionários especificados do seguinte modo,  $u_t^{IS} = \rho_{IS} u_{t-1}^{IS} + e_t^{IS}$ ;  $u_t^\pi = \rho_\pi u_{t-1}^\pi + e_t^\pi$  e  $u_t^{MP} = \rho_{MP} u_{t-1}^{MP} + e_t^{MP}$ .

Bernanke&Gertler (1995), pretendendo preencher as lacunas teóricas para a explicação destes efeitos inesperados, propõem o “canal de crédito” como um mecanismo amplificador do canal básico da taxa de juros, ativado sempre que as imperfeições do mercado de crédito geram uma significativa parcela de firmas de pequeno porte com estrutura financeira dependente de financiamentos de alto risco.<sup>17</sup> Ao se verificar ter havido a recorrente atuação do “acelerador financeiro” em vários episódios históricos, não se desvanecendo mesmo com a desregulação e maior flexibilidade dada ao mercado financeiro pelas inovações da década de 1990,<sup>18</sup> demonstra-se não ser razoável a defesa da existência de estabilidade do “canal de juros”, pois se este fosse estável não poderia haver esta contínua atuação do “acelerador”. Nakajima (2011) argumenta que a tendência natural da teoria econômica, de desenvolver modelos para obter melhores resultados empíricos, evoluiu até se chegar à especificação que supõe explicitamente parâmetros voláteis, o modelo “*time-varying parameter structural vector auto-regression*” (TVP-VAR). Zanetti & Mumtaz (2013) comentam sobre a farta evidência empírica da volatilidade nos efeitos de choques estruturais em países industrializados, citando Primiceri (2005) que calculou um aumento em mais de 100% dos choques de política monetária na economia norte-americana durante o início dos anos 1980, defendendo, ainda, que a Crise Global demonstrou ser a volatilidade intrínseca ao sistema.

No caso do Brasil, economia historicamente instável com grande variabilidade em inflação e crescimento do produto, a instabilidade paramétrica foi comprovada em Minella (2001) que, partindo de um modelo VAR recursivo com quatro variáveis de política monetária (produto, inflação, taxa de juros nominal e *M1*), demonstrou a ocorrência de uma significativa variabilidade dos efeitos reais de política monetária em três períodos consecutivos (1975-85, 1985-95, 1994-2000). Céspedes & Lima

<sup>17</sup> Bernanke & Gertler (1995).

<sup>18</sup> Bernanke & Gertler (1995).

&Maka (2008) mostraram evidências de instabilidade paramétrica mesmo no período de estabilização inflacionária, quando o “canal de juros” alterou-se devido à mudança do regime cambial ocorrida em 1999.<sup>19</sup> Catão &Pagan (2010), usando dados mensais do período 1999:1–2009:1, demonstraram ser relevante a introdução de um “canal de crédito” na Curva-*IS* para contrabalançar o poder do “canal de juros”, tornando-o menos efetivo na capacidade de gerar desvios do produto e de impactar a inflação.<sup>20</sup> Na literatura Pós-Keynesiana, a suposição de ser o sistema inherentemente cíclico necessariamente implica na admissão de ser o parâmetro da taxa de juros volátil por natureza. Minsky (1986) mostrou que, embora os episódios recessivos da economia norte-americana no período de 1945 a 1986 (1966, 1970, 1974-75, 1979, 1981-82) tenham tido sua gravidade potencial abortada devido à atuação do ‘*Big Government*’, houve a expressão de várias particularidades em termos de duração e intensidade em cada um destes episódios. Na abordagem Minskyana, o caráter histórico dos fenômenos econômicos é irreduzível, já que é recorrente a alteração do setor mais fragilizado e das condições prevalecentes do setor financeiro na reversão do ciclo em cada momento considerado, assim como se modifica o comportamento dos agentes na sucessão de crises abortadas, tornando-os mais complacentes diante dos riscos devido ao aumento do *moral hazard* advindo da garantia de atuação dos mecanismos anticíclicos.<sup>21</sup>

## ESTUDO EMPÍRICO

Partiu-se do mesmo painel definido anteriormente, composto de 203 países em dados anuais de 1960 a 2013, do qual foram descartados os anos de 1960 a 1977 por excesso de *missing data*, sendo a única fonte o Banco Mundial, na série *World Development Indicators*, a disponibilizar observações para os países classificados em quatro grupos de renda – 63 de alta renda, 53 de renda média-alta, 54 de renda média-baixa e 33 de baixa renda.

Para a estimação da  $CHPE - \Delta x = \hat{s}\Delta x_{-1} + \hat{b}\Delta^2 c + \hat{d}\Delta^2 g + \hat{h}\Delta^2 w + \hat{j}\Delta^2 f -$  foram assim definidas as variáveis:

$\Delta x$  ‘hiato do produto’, a mesma variável definida no capítulo anterior que é obtida por meio dos seguintes métodos alternativos de decomposição de séries temporais, que serão testados nas estimativas 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 ( $\tau$ ) e de ciclo ( $c$ ) nos quais os desvios de tendência,  $c_t = y_t - \tau_t$ , são obtidos do problema dinâmico de

<sup>19</sup> Dividindo o período pós-Plano Real em duas sub-amostras, de 1996/07 a 1998/08 e de 1999/03 a 2004/12, define-se um modelo SVAR de política monetária (Selic, taxa de juros bancária, taxa de câmbio, inflação, produto, reservas internacionais e *MI*) aplicando-se restrições de causalidade contemporânea baseada no método de Grafos Acíclicos Direcionados.

<sup>20</sup> A metodologia do estudo comparado é um *DSGE* Novo-Keynesiano usado como esqueleto para geração de um modelo *SVAR* não-recursivo, exibindo equações de produto, inflação, absorção doméstica, taxa de juros e crédito bancário com valores supostamente de *steady state*.

<sup>21</sup> Sendo o déficit público contabilmente relacionado ao superávit dos demais agentes – famílias, empresas e bancos –, o superávit gerado com as transferências para desempregados se direciona às *IFs* quando a postergação do consumo e a diminuição de investimentos das recessões cessa de ocorrer com a recuperação da economia – ver Minsky (1986), pp. 35-6.

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 “*l1 trendfiltering*” (*l1tf*), teoricamente concebida para análise de séries que sofrem mudanças tendenciais recorrentes, produzindo estimativas de tendências 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.

- $\Delta^2 c$  acelerador de consumo, é definido ao se calcular a razão entre o consumo corrente das famílias e o produto tendencial obtido dos métodos de alisamento aqui propostos, configurando-se a ocorrência do choque pela variação desta razão ano a ano.
- $\Delta^2 g$  acelerador público, é definido ao se calcular a razão entre o saldo de caixa do Governo (déficit ou superávit) e o produto tendencial obtido dos métodos de alisamento aqui propostos, configurando-se a ocorrência do choque pela variação desta razão ano a ano.<sup>22</sup>
- $\Delta^2 w$  acelerador externo, definido para se captar o impacto da variação da renda externa em cada país, é calculado como a taxa de crescimento real do Resto do Mundo enquanto média ponderada das 10 principais economias do mundo (Estados Unidos, Alemanha, França, Grã-Bretanha, Japão, China, Canadá, Itália, Holanda e Bélgica) e a média dos demais países, usando-se como fator de ponderação a participação relativa das importações de cada país no total geral e excluindo-se, em cada cálculo individual, a taxa de crescimento deste específico país e a sua participação relativa nas importações, para finalmente obter-se a variável desejada ao se corrigir a taxa de crescimento real do Resto do Mundo pela variação da taxa de câmbio nominal.<sup>23</sup>
- $\Delta^2 f$  acelerador financeiro, é definido ao se calcular a razão entre o crédito líquido doméstico e o produto tendencial obtido dos métodos de alisamento aqui propostos, configurando-se a ocorrência do choque pela variação desta razão ano a ano.

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

<sup>22</sup> Pode-se objetar que a variação do déficit público em relação ao produto tendencial seja uma aproximação razoável do choque de gasto público, pelo fato de no déficit público estar contido uma série de determinações não-econômicas. Em defesa desta medida argumenta-se que, não obstante sua fragilidade, a sua definição destina-se a captar o choque enquanto variável *proxy*, a ser testada efetivamente nas estimações.

<sup>23</sup> Pode-se objetar que a variação da taxa de câmbio nominal não seja a escolha mais adequada para se calcular o impacto da variação da renda mundial sobre a dinâmica produtiva, devendo se colocar em seu lugar a variação da taxa de câmbio real. Defende-se a escolha feita pelo fato de se considerar que o impacto primário da variação da renda mundial, ao ser convertida para a moeda local, se dá pela variação dos valores nominais expressos na taxa de câmbio, com os subsequentes impactos inflacionários perdendo-se na dinâmica produtiva em complexos efeitos aleatórios.

## MÉTODOS ESTATÍSTICOS

Nas equações da *CHPE* aqui proposta, tem-se que a variável dependente relaciona-se consigo própria defasadamente, uma característica que gera um viés de baixa (*downward bias*) quando se efetua estimações a partir de modelos de Efeitos Fixos (*FE*), Efeitos Aleatórios (*RE*) ou Modelos Mistos/Hierárquicos (*MM*).

Como já discutido anteriormente, para suplantar a autocorrelação serial dos resíduos que surge dessa característica estrutural do modelo, desenvolveram-se os estimadores usando momentos generalizados (*MMG*) – destacando-se Arellano-Bond e Arellano-Bover/Blundell-Bond – que produzem estimadores mais eficientes se há a garantia de atuação das propriedades assintóticas das distribuições das amostras.

Possuindo-se painéis longos, pode-se utilizar-se estimadores *WG* para se obter resultados comparáveis em eficiência (assintoticamente) aos dos estimadores *MMG*. No presente caso, havendo um painel de dados longo ( $N = 203$  e  $T = 35$ ), aplicar-se-ão indistintamente os métodos *MMG* e *WG* na estimação de equações, objetivando-se comparar resultados e verificar-se a robustez relativa. Considera-se, no entanto, que os modelos *MMG* são preferíveis, possuindo eficiência em qualquer dimensão temporal escolhida, seja curta ou longa.

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

## ESTIMAÇÃO DA *CHPE*

Há um grande número de dados ausentes nos países de baixa renda no período 1978-1992, provavelmente devido à fragilidade institucional das nações pobres em obter estatísticas. Além disso, por inexistirem informações sobre finanças públicas antes de 1992, dividiu-se a base, arbitrariamente, em dois segmentos temporais distintos, quais sejam, (a) período 1978-1992 e (b) período 1993-2013, sendo este subdividido em dois períodos separados pela emergência da Crise Global em 2007,<sup>24</sup> que são (b.1) período 1993-2006 e (b.2) período 2007-2013.

Ressalta-se que nas estimações destacaram-se, em todos os períodos os métodos de alisamento *rw* e *lltf*, formulados, respectivamente, (i) quando se supõe que o mecanismo gerador é um passeio aleatório ou (ii) quando se supõe haver tendências linearmente divididas de séries temporais a sofrer mudanças recorrentes. Optou-se pelo uso exclusivo de *lltf* devido a este ser designado para capturar mudanças estruturais, adequando-se à abordagem Pós-Keynesiana de estipular como regra de comportamento a ocorrência de quebras recorrentes nas séries.

No período 1978-1992 estimou-se a *CHPE* excluindo o acelerador público por inexistência de dados, gerando-se a equação  $\Delta x = \hat{s}\Delta x_{-1} + \hat{b}\Delta^2 c + \hat{h}\Delta^2 w + \hat{j}\Delta^2 f$  a ser estimada alternativamente

---

<sup>24</sup> Para um aprofundamento da discussão sobre a identificação em 2007 da Crise Global, ver Anexo.

pelos métodos de Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos<sup>25</sup> e por 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  $p < 0,1$ ):

**QUADRO 1**  
**CHPE da Amostra de Países no período 1978-1992**

Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos:						
$\Delta x = 0,78 \Delta x_{-1} + 0,55 \Delta^2 c + 0,12 \Delta^2 c_{-1} + 0,04 \Delta^2 w + 0,02 \Delta^2 w_{-1} + 0,15 \Delta^2 f$						
$(12,27)^{***} \quad (13,06)^{***} \quad (2,66)^{***} \quad (1,64) \quad (0,90) \quad (3,77)^{***}$						
$- 0,009 \Delta^2 f_{-1}$						
$(-0,22)$						
Arellano-Bover/Blundell-Bond:						
$\Delta x = 0,78 \Delta x_{-1} + 0,55 \Delta^2 c + 0,12 \Delta^2 c_{-1} + 0,04 \Delta^2 w + 0,02 \Delta^2 w_{-1} + 0,15 \Delta^2 f_{-1}$						
$(2,83)^{***} \quad (1,63) \quad (0,42) \quad (0,17) \quad (0,16) \quad (1,33)$						
$- 0,011 \Delta^2 f_{-1}$						
$(-0,02)$						

Na estimação realizada, embora pudesse haver resultados enviesados devido à omissão da variável referente ao déficit/superávit público, não houve indicativo de uma inconsistência geral, com os parâmetros exibindo valores e sinais conforme o esperado teoricamente. Os resultados mostraram-se consistentes e robustos entre métodos alternativos, com o ‘hiato do produto’ apresentando uma inércia parcial de alto valor (0,78), que implica uma convergência lenta após choques exógenos. Os choques modificadores de tendência também foram significativos, com maior ênfase (em termos paramétricos) para o acelerador de consumo (0,55 de forma contemporânea e 0,12 de forma defasada) e o acelerador financeiro (0,15 de forma contemporânea). Os demais parâmetros não foram significativamente diferentes de zero.

Estipulou-se que em 2007 ocorreu uma quebra estrutural devido à emergência da Crise Global. Como já mencionado, a escolha desse ano específico para a divisão das séries baseou-se em testes estatísticos, ressaltando-se que a estimação das equações adotando-se 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 no período 1993-2006 a CHPE pelos dois métodos alternativos (WG e MMG), incluindo o acelerador público nas estimações – não obstante haver uma frequência de 63% de *missing data* desta variável –, de que se recolheram os seguintes resultados:

<sup>25</sup> Testes realizados mostraram haver heterocedasticidade em todas as equações e em todos os períodos, tornando obrigatório a correção dos erros ao se usar métodos lineares de estimação.

**QUADRO 2**  
**CHPE da Amostra de Países no período 1993-2006**

Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos:						
$\Delta x = 0,58 \Delta x_{-1} + 0,30 \Delta^2 c + 0,19 \Delta^2 c_{-1} + 0,025 \Delta^2 w + 0,018 \Delta^2 w_{-1} - 0,035 \Delta^2 f$						
$(9,36)^{***} \quad (14,70)^{***} \quad (7,31)^{***} \quad (1,36) \quad (1,04) \quad (-0,99)$						
$+ 0,15 \Delta^2 f_{-1} + 0,22 \Delta^2 g + 0,007 \Delta^2 g_{-1}$						
$(4,12)^{***} \quad (3,74)^{***} \quad (0,11)$						
Arellano-Bover/Blundell-Bond:						
$\Delta x = 0,54 \Delta x_{-1} + 0,30 \Delta^2 c + 0,19 \Delta^2 c_{-1} + 0,013 \Delta^2 w + 0,005 \Delta^2 w_{-1} - 0,022 \Delta^2 f$						
$(10,72)^{***} \quad (30,04)^{***} \quad (13,98)^{***} \quad (0,91) \quad (0,31) \quad (-0,34)$						
$+ 0,14 \Delta^2 f_{-1} + 0,23 \Delta^2 g + 0,06 \Delta^2 g_{-1}$						
$(2,56)^{**} \quad (3,40)^{***} \quad (1,02)$						

Esta estimativa, também robusta entre modelos alternativos, calculou o parâmetro do ‘hiato do produto’ com valor de aproximadamente 0,56, implicando um processo de convergência com velocidade média após choques exógenos. Em relação aos choques modificadores da tendência, o acelerador de consumo novamente destacou-se (0,3 de forma contemporânea e 0,2 de forma defasada), o acelerador financeiro se mostrou relevante de forma defasada (com valor de 0,14), e o acelerador público – para o qual não existiam dados no período anterior – mostrando-se importante na forma contemporânea de atuação (com valor de 0,23). Os demais parâmetros não foram significativamente diferentes de zero. Para o período 2007-2013, após a Crise Global, estimou-se a CHPE pelos dois métodos alternativos (WG e MMG) do seguinte modo:

**QUADRO 3**  
**CHPE da Amostra de Países no período 2007-2013**

Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos:						
$\Delta x = 0,37 \Delta x_{-1} + 0,44 \Delta^2 c + 0,13 \Delta^2 c_{-1} + 0,012 \Delta^2 w + 0,042 \Delta^2 w_{-1} - 0,006 \Delta^2 f$						
$(4,16)^{***} \quad (6,28)^{***} \quad (2,18)^{**} \quad (0,44) \quad (1,74)^{*} \quad (-0,16)$						
$+ 0,06 \Delta^2 f_{-1} + 0,069 \Delta^2 g - 0,023 \Delta^2 g_{-1}$						
$(1,98)^{**} \quad (1,64) \quad (-0,69)$						
Arellano-Bover/Blundell-Bond:						
$\Delta x = 0,33 \Delta x_{-1} + 0,43 \Delta^2 c + 0,17 \Delta^2 c_{-1} + 0,002 \Delta^2 w + 0,023 \Delta^2 w_{-1} - 0,009 \Delta^2 f$						
$(4,20)^{***} \quad (3,90)^{***} \quad (2,81)^{***} \quad (0,07) \quad (1,19) \quad (-0,19)$						
$+ 0,06 \Delta^2 f_{-1} + 0,054 \Delta^2 g - 0,031 \Delta^2 g_{-1}$						
$(1,65)^{*} \quad (0,80) \quad (-0,74)$						

Os resultados, também robustos entre modelos alternativos, mostraram que a Crise Global afetou bastante a dinâmica produtiva, tornando-a mais instável. O parâmetro do ‘hiato do produto’ diminuiu significativamente de valor (de aproximadamente 0,56 para aproximadamente 0,35), fazendo o processo de convergência ser mais rápido. O acelerador de consumo cresceu de valor na forma contemporânea (passando de 0,3 para 0,43), embora tenha permanecido o mesmo na forma defasada (aproximadamente 0,2). O acelerador financeiro diminuiu bastante a influência na forma defasada (de 0,14 para 0,06), enquanto o acelerador público perdeu completamente a importância possuída no período anterior (de 0,23 para 0,0). O acelerador externo permaneceu apresentando valores estatisticamente não diferentes de zero.

## COMPARAÇÃO ENTRE GRUPOS DE PAÍSES EM PERÍODOS SUCESSIVOS

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

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

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

Período	$\Delta x_{-1}^H$	$\Delta^2 c^H$	$\Delta^2 c_{-1}^H$	$\Delta^2 w^H$	$\Delta^2 w_{-1}^H$	$\Delta^2 f^H$	$\Delta^2 f_{-1}^H$	$\Delta^2 g^H$	$\Delta^2 g_{-1}^H$
1993-1999	0,65 (4,37)***	0,66 (2,07)**	0,31 (1,92)*	0,008 (0,38)	0,019 (0,42)	0,11 (0,85)	-0,20 (-1,18)	0,27 (1,56)	-0,19 (-1,82)*
2000-2006	0,58 (3,56)***	0,052 (0,17)	0,038 (0,22)	-0,027 (-0,74)	-0,008 (-0,26)	-0,003 (-0,11)	0,014 (1,11)	0,15 (0,73)	0,25 (0,99)
2007-2013	0,07 (0,29)	0,88 (1,87)*	0,32 (1,15)	0,06 (1,23)	0,38 (0,59)	0,007 (0,07)	0,05 (0,60)	0,30 (0,89)	0,28 (1,36)

A característica mais relevante do grupo avançado de países foi a de um processo produtivo com convergência moderadamente lento após choques, com o parâmetro de inércia parcial exibindo valores médios (aproximadamente 0,6) no período que antecedeu a Crise Global. No período 1993-1999 o acelerador de consumo (0,66 de forma contemporânea e 0,31 de forma defasada) e o acelerador público (0,27 de forma contemporânea e -0,19 de forma defasada) foram importantes para modificar a tendência autônoma da variável de convergir, obtendo-se valores altos e significativos a expressar uma forte influência sobre o ‘hiato do produto’. Já no período 2000-2006 nenhum acelerador foi estatisticamente

diferente de zero, embora o acelerador público tenha tendido a exercer um papel moderadamente significativo (de 0,25 com 68% de confiança na forma defasada).

A Crise Global afetou fortemente a dinâmica produtiva dos países ricos, verificando-se que o parâmetro de inércia parcial perdeu total significância, um fenômeno provavelmente relacionado aos aspectos disruptivos da maior crise ocorrida desde 1929/36. Corroborando o forte impacto havido, viu-se que o acelerador de consumo aumentou bastante de valor (0,88 na forma contemporânea e 0,32 na forma defasada com 75% de probabilidade de significância), assim como o acelerador público tendeu a readquirir força (0,28 na forma defasada com 83% de probabilidade de significância). Os demais parâmetros relacionados aos setores financeiro e externo foram pouco importantes em todos os períodos, tanto em valor paramétrico como em significância estatística.

Para os países do grupo de renda médio-alta a *CHPE* foi assim estimada, usando-se os mesmos métodos:

**QUADRO 5**

***CHPE* dos Países de Renda Médio-Alta nos períodos sucessivos de 1993-1999; 2000-2006; 2007-2013**

Período	$\Delta x_{-1}^{MH}$	$\Delta^2 c^{MH}$	$\Delta^2 c_{-1}^{MH}$	$\Delta^2 w^{MH}$	$\Delta^2 w_{-1}^{MH}$	$\Delta^2 f^{MH}$	$\Delta^2 f_{-1}^{MH}$	$\Delta^2 g^{MH}$	$\Delta^2 g_{-1}^{MH}$
1993-	0,72	1,00	-0,09	0,005	0,093	0,07	-0,05	0,60	0,49
1999	(3,14)***	(4,80)***	(-1,03)	(0,05)	(1,35)	(0,42)	(-0,32)	(0,97)	(1,85)*
2000-	0,51	0,34	0,045	0,036	0,028	-0,03	0,006	-0,06	0,014
2006	(2,52)**	(2,20)**	(0,70)	(0,85)	(0,81)	(-0,19)	(0,04)	(-0,27)	(0,09)
2007-	0,61	0,55	0,19	0,04	0,01	-0,015	0,14	0,57	0,10
2013	(2,40)**	(2,97)***	(0,88)	(0,46)	(0,24)	(-0,09)	(0,66)	(2,34)**	(0,59)

Nestes países de renda médio-alta, em todos os períodos as estimativas de inércia parcial tenderam a exibir valores médios (variando de 0,5 a 0,7), implicando um processo de convergência moderadamente lento após a ocorrência de choques. Entre os processos causadores de perturbações destacou-se o acelerador de consumo em todos os períodos, com valores sempre altos (variando de 0,34 a 1,00) e o acelerador público de forma defasada no período 1993-1999 (com valor de 0,49). Após a Crise Global, o acelerador de consumo permaneceu relevante e o acelerador público mostrou-se forte na forma contemporânea (com valor de 0,57). Os aceleradores dos setores financeiro e externo foram pouco importantes em geral, com baixos valores paramétricos e sem significância estatística.

Nos países do grupo de renda médio-baixa a *CHPE* foi assim estimada pelos métodos escolhidos para estimação:

**QUADRO 6**

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

Período	$\Delta x_{-1}^{ML}$	$\Delta^2 c_{-1}^{ML}$	$\Delta^2 c_{-1}^{ML}$	$\Delta^2 w_{-1}^{ML}$	$\Delta^2 w_{-1}^{ML}$	$\Delta^2 f_{-1}^{ML}$	$\Delta^2 f_{-1}^{ML}$	$\Delta^2 g_{-1}^{ML}$	$\Delta^2 g_{-1}^{ML}$
1993- 1999	0,63	0,23	-0,09	0,04	0,06	-0,05	-0,09	-0,58	0,05
	(1,90)*	(1,85)*	(-1,03)	(1,41)	(1,65)*	(-2,46)**	(-1,92)*	(-1,40)	(0,14)
2000- 2006	0,58	0,16	0,005	0,02	0,002	-0,05	0,21	0,04	0,01
	(3,52)**	(0,66)	(0,03)	(0,64)	(0,05)	(-0,19)	(0,69)	(0,08)	(0,03)
2007- 2013	0,45	0,41	0,04	-0,05	0,04	0,05	0,10	0,08	-0,008
	(2,20)**	(1,88)*	(0,37)	(-0,42)	(0,85)	(0,22)	(0,50)	(0,62)	(-0,03)

Nos países de renda médio-baixa, em todos os períodos as estimativas de inércia parcial exibiram valores médios (variando de 0,45 a 0,63), implicando um processo de convergência moderadamente lento após a ocorrência de choques. Entre os processos causadores de perturbações dinâmicas destacou-se o acelerador de consumo, com valores significativos no período 1993-1999 (0,23 contemporaneamente) e no período 2007-2013 (0,41 contemporaneamente), enquanto o acelerador externo foi relevante (0,04 contemporaneamente e 0,06 defasadamente) somente no período 1993-1999. Como peculiaridade viu-se que no período 1993-1999 o acelerador financeiro apresentou valores negativos bastante significativos (-0,05 contemporaneamente e -0,09 defasadamente), assim como o acelerador público (-0,58 contemporaneamente), fazendo-os atuar como depressores dos desvios de tendência. Os demais parâmetros foram pouco importantes, tanto em valor paramétrico como em significância estatística.

Por fim, nos países do grupo de baixa renda a CHPE foi assim estimada nas estimativas realizadas:

**QUADRO 7**

**CHPE dos Países de Baixa Renda nos períodos sucessivos de 1993-1999, 2000-2006 e 2007-2013**

Período	$\Delta x_{-1}^L$	$\Delta^2 c^L$	$\Delta^2 c_{-1}^L$	$\Delta^2 w^L$	$\Delta^2 w_{-1}^L$	$\Delta^2 f^L$	$\Delta^2 f_{-1}^L$	$\Delta^2 g^L$	$\Delta^2 g_{-1}^L$
1993- 1999	0,16	0,35	0,25	0,02	0,09	0	2,15	0	0
	(0,16)	(1,86)*	(0,49)	(0,12)	(0,15)	.	(0,87)	.	.
2000- 2006	0,36	0,80	0,32	-0,09	-0,03	-0,56	-0,21	-0,02	-1,23
	(0,78)	(2,96)**	(0,78)	(-1,06)	(-0,52)	(-0,59)	(-0,37)	(-0,09)	(-1,68)*
2007- 2013	0,58	0,36	0,18	-0,04	-0,05	0,33	0,08	0,06	0,002
	(1,41)	(1,31)	(0,77)	(-0,27)	(-0,82)	(0,78)	(0,31)	(0,15)	(0,01)

Nos países menos desenvolvidos as estimativas de inércia parcial foram pouco significativas no período de 1993 a 2006, somente adquirindo relevância após a Crise Global (com valor de 0,58). Este resultado demonstra que, aparentemente, não havia nestes países um processo inercial significativo, o qual somente emergiu, contra todos os prognósticos, após a Crise Global, provavelmente devido à

influência positiva da economia chinesa que não foi afetada pela crise neste período considerado. Nos países pobres, antes da Crise os choques exógenos tendiam a atuar de modo imediato sobre o ‘hiato do produto’, principalmente aqueles vindos do consumo (com valores variando de 0,35 a 0,80), com os demais parâmetros exibindo valores próximos a zero. Como peculiaridade viu-se que, no período 2000-2006, o acelerador público exibiu um valor significativamente negativo (de -1,23), tornando-o antagonista dos choques positivos vindos do consumo.

Analizando-se as diferenças entre os grupos de países nas estimações realizadas, a principal característica a se destacar é de que, tendencialmente, a dinâmica produtiva dos países ricos é mais consistente que a dos países pobres, exibindo aspectos inerciais e de atuação dos aceleradores com maior magnitude e significância. Especula-se que estas características estão relacionadas ao fato de os países mais desenvolvidos possuírem padrões de sustentação da demanda (setor financeiro, renda de consumidores, mecanismos institucionais do setor público para manutenção de gastos, etc.) mais efetivos e robustos que a dos países menos desenvolvidos. O fato de a Crise Global ter afetado fortemente a dinâmica produtiva dos países ricos, em um grau bem maior que a dos demais países, seria um corolário dessa regra.

## CONCLUSÕES

A *CHPE* aqui proposta mostrou-se ser uma descrição razoável das dinâmicas produtivas dos países em geral, obtendo-se resultados satisfatórios para a equação da dinâmica produtiva no que tange ao cálculo da inércia da dinâmica produtiva, enquanto os aceleradores exibiram sinais menos diretos, com exceção do acelerador de consumo que foi bastante significativo em quase todos os períodos e grupos de países.

Referendou-se a hipótese de que o método de alisamento mais adequado para representar a dinâmica produtiva é o *Ittf*, a pressupor tendências linearmente divididas em partes (*piecewise linear trends*),<sup>26</sup> gerando as flutuações do produto tendencial que se adequam às características consideradas precípuas 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 nas estimações uma inércia produtiva de magnitude parcial, isto é, de modo geral nas equações estipuladas o parâmetro do ‘hiato do produto’ passado foi sempre menor que a unidade, sendo este resultado coerente com o esperado quando se derivou teoricamente a *CHPE*.

Em relação aos fatores modificadores da tendência, capazes de afetar o processo de convergência do ‘hiato do produto’, destacou-se, em todos os períodos e grupos de países, o acelerador de consumo. Os demais aceleradores obtiveram resultados menos diretos, como os aceleradores público e financeiro sendo pouco significativos por grupos de países e em períodos curtos de estimação, embora no período 1993-2006 tenham sido importantes na amostra geral de países. O mesmo ocorreu com o

---

<sup>26</sup> Semmler& Franke (1996), p. 609, citando Rappoport&Reichlin (1987).

acelerador externo, que embora importante no período 2007-2013 para a amostra total, foi menos relevante por grupos de países e em períodos curtos de estimação.

Considera-se que se conseguiu demonstrar a consistência empírica da principal proposição teórica da Curva de Hiato do Produto Estruturalista, a de prevalecer uma forte inércia na dinâmica produtiva de crescimento econômico que se relaciona a padrões repetitivos de comportamento de consumidores, empresários e setor público.

Por fim, validou-se a metodologia de se definir, em conformidade com a abordagem Pós-Keynesiana adotada, a equação produtiva como sendo derivada de uma relação dinâmica impulsionada pelo ‘hiato do produto’ – variável-chave que capta o impulso de crescimento advindo da atuação do *PDE* sob a hipótese de ‘histerese forte’ do produto. Destaca-se que estes resultados somente foram obtidos ao se utilizar o método de alisamento *11tf*, teoricamente o mais aproximado 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 econômético quando houver a proposição de novas formas de cálculo mais completas.

## 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 International Labour Organization (ILO)*, e (iii) cotações do petróleo cru onde a fonte é Banco Mundial, série *Global Economic Monitor Commodities (GEMC)*.

## Descrição das variáveis

$\Delta x$  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 –,<sup>27</sup> geraram-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 ( $\tau$ ) e ciclo ( $c$ ), onde, para cada  $\lambda$ , existe  $\tau$  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,  $c_t = y_t - \tau_t$ , componentes de alta frequência.<sup>28</sup> Pela regra Ravn-Uhlig,<sup>29</sup> em que  $\lambda$  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;<sup>30</sup> (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;<sup>31</sup> (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;<sup>32</sup> (e) variável chamada de *l1tf*, derivada da aplicação do filtro “*l1 trendfiltering*”, 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 análise de séries a sofrer mudanças tendenciais recorrentes, como é o caso do *PIB*.

<sup>27</sup> Summa (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.”

<sup>28</sup> Hodrick & Prescott (1997).

<sup>29</sup> Ravn & Uhlig (2002).

<sup>30</sup> Baxter & King (1999).

<sup>31</sup> Christiano & Fitzgerald (2003).

<sup>32</sup> Pollock (2000).

- $\Delta^2 c$  utilizando NE.CON.PETC.CN, variável da base *WDI* a designar o consumo familiar em moeda corrente do país, após dividi-lo pelo produto tendencial obtido a partir dos métodos de alisamento aqui utilizados, calculou-se uma razão base para o cálculo de variações anuais, configurando o acelerador de consumo chamado de (a) *acel\_con\_tend\_hp*, (b) *acel\_con\_tend\_bk*, (c) *acel\_con\_tend\_rw*, (d) *acel\_con\_tend\_bw* ou (e) *acel\_con\_tend\_lltf*, conforme a medida de produto tendencial utilizado.
- $\Delta^2 g$  utilizando GC.BAL.CASH.CN, variável da base *WDI* a designar o déficit/superávit de caixa do Governo em moeda corrente do país, após dividi-lo pelo produto tendencial obtido a partir dos métodos de alisamento aqui utilizados, calculou-se uma razão base para o cálculo de variações anuais, configurando o acelerador público chamado de (a) *acel\_pub\_tend\_hp*, (b) *acel\_pub\_tend\_bk*, (c) *acel\_pub\_tend\_rw*, (d) *acel\_pub\_tend\_bw* ou (e) *acel\_pub\_tend\_lltf*, conforme a medida de produto tendencial utilizado.
- $\Delta^2 w$  partindo de NE.IMP.GNFS.CD, variável da base *WDI* a designar as importações de bens e serviços em dólares correntes, calculou-se a participação relativa dos países no total importado ano a ano, escolhendo-se 10 principais importadores dominantes – Estados Unidos, Alemanha, França, Grã-Bretanha, Japão, China, Canadá, Itália, Holanda e Bélgica, com participação média de 61% no período 1960-2003 e de 53% no período 2004-2013 – para calcular a taxa média ponderada de crescimento da renda do resto do mundo em cada país pela fórmula  $\Delta y_{it}^{wr} = p_{1,t} \Delta y_{USA} + p_{2,t} \Delta y_{DEU} + p_{3,t} \Delta y_{FRA} + p_{4,t} \Delta y_{GBR} + p_{5,t} \Delta y_{JPN} + p_{6,t} \Delta y_{CHN} + p_{7,t} \Delta y_{CAN} + p_{8,t} \Delta y_{ITA} + p_{9,t} \Delta y_{NLD} + p_{10,t} \Delta y_{BEL} + p_{11,t} \Delta y_{REST}$ , onde  $\Delta y_{it}^{wr}$  é a taxa de crescimento da renda do resto do mundo para cada país  $i$ ,  $\Delta y_{USA}$  refere-se à taxa de crescimento da renda dos Estados Unidos, referente à primeira diferença do logaritmo natural da variável NY.GDP.MKTP.CD da base *WDI*, a relatar o *PIB* em dólares correntes,  $\Delta y_{DEU}$  faz o mesmo para a Alemanha,  $\Delta y_{FRA}$  para a França,  $\Delta y_{GBR}$  para a Grã-Bretanha,  $\Delta y_{JPN}$  para o Japão,  $\Delta y_{CHN}$  para a China,  $\Delta y_{CAN}$  para o Canadá,  $\Delta y_{ITA}$  para a Itália,  $\Delta y_{NLD}$  para a Holanda,  $\Delta y_{BEL}$  para a Bélgica,  $\Delta y_{REST}$  para a média dos demais países, enquanto  $p_{1,t}$  refere-se à participação nas importações dos Estados Unidos no ano  $t$ ,  $p_{2,t}$  o mesmo para a Alemanha,  $p_{3,t}$  para a França,  $p_{4,t}$  para a Grã-Bretanha,  $p_{5,t}$  para o Japão,  $p_{6,t}$  para a China,  $p_{7,t}$  para o Canadá,  $p_{8,t}$  para a Itália,  $p_{9,t}$  para a Holanda,  $p_{10,t}$  para a Bélgica,  $p_{11,t}$  para a média dos demais países, excluindo-se, em cada cálculo individual, a taxa de crescimento do país em questão e refazendo-se os cálculos das ponderações por também se excluir a participação relativa nas importações; finalmente, obtém-se a variável que atende à definição teórica pretendida ao corrigir-se a taxa de crescimento em dólares pela variação anual da taxa de câmbio oficial, obtida da variável PA.NUS.FCRF da base *WDI*, calculando-se a variação anual desta taxa para gerar a variável chamada *acel\_ext*.
- $\Delta^2 f$  utilizando FM.AST.DOMS.CN, variável da base *WDI* a designar o crédito líquido doméstico em moeda corrente do país, após dividi-lo pelo produto tendencial obtido a partir dos métodos de alisamento aqui utilizados, calculou-se uma razão base para o cálculo de variações anuais, configurando o acelerador financeiro ou impulso de crédito chamado de (a) *acel\_fin\_tend\_hp*, (b) *acel\_fin\_tend\_bk*, (c) *acel\_fin\_tend\_rw*, (d) *acel\_fin\_tend\_bw* ou (e) *acel\_fin\_tend\_lltf*, conforme a medida de produto tendencial utilizado.

### 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 estimativas.

**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
Hiato do Produto ( <i>I1tf</i> )	3.045	576	18,9	2.469	81,1
Acelerador de Consumo ( <i>I1tf</i> )	3.045	1.040	34,2	2.005	65,8
Acelerador Público ( <i>I1tf</i> )	3.045	2.966	97,4	79	2,6
Acelerador Financeiro ( <i>I1tf</i> )	3.045	1.132	37,2	1.913	62,8
Acelerador Externo	3.045	918	30,1	2.127	69,9

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

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

Variável	Obs.	Missing	Freq. Missing	Non-missing	Freq. Non-missing
Hiato do Produto ( <i>I1tf</i> )	2.842	108	3,8	2.734	96,2
Acelerador de Consumo ( <i>I1tf</i> )	2.842	442	15,6	2.400	84,4
Acelerador Público ( <i>I1tf</i> )	2.842	1.792	63,1	1.050	36,9
Acelerador Financeiro ( <i>I1tf</i> )	2.842	468	16,5	2.374	83,5
Acelerador Externo	2.842	462	16,3	2.380	83,7

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

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

Variável	Obs.	Missing	Freq. Missing	Non- missing	Freq. Non- missing
Hiato do Produto ( $I1t$ )	1.421	89	6,3	1.332	93,7
Acelerador de Consumo ( $I1t$ )	1.421	288	20,3	1.133	79,7
Acelerador Público ( $I1t$ )	1.421	686	48,3	735	51,7
Acelerador Financeiro ( $I1t$ )	1.421	244	17,2	1.177	82,8
Acelerador Externo	1.421	289	20,3	1.132	79,7

**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
Hiato do Produto ( $I1t$ )	2.469	-0,0064	0,1568	-1,8564	1,7684
Acelerador de Consumo ( $I1t$ )	2.005	-0,0003	0,1990	-2,6685	4,0166
Acelerador Público ( $I1t$ )	79	-0,0017	0,1978	-1,2808	1,0066
Acelerador Financeiro ( $I1t$ )	1.913	0,0099	0,1430	-1,9970	3,1197
Acelerador Externo	2.127	0,0036	0,3666	-4,3609	8,6412

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
Hiato do Produto ( $I1t$ )	2.734	0,0055	0,1275	-1,3306	2,4200
Acelerador de Consumo ( $I1t$ )	2.400	-0,0008	0,3338	-7,6553	9,0534
Acelerador Público ( $I1t$ )	1.050	0,0049	0,0411	-0,2300	0,5651
Acelerador Financeiro ( $I1t$ )	2.374	-0,0001	0,1959	-7,8901	1,4547
Acelerador Externo	2.380	-0,0132	0,3511	-4,5873	5,2452

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
Hiato do Produto ( $I1tf$ )	1.332	0,0024	0,0626	-0,3866	0,3119
Acelerador de Consumo ( $I1tf$ )	1.133	-0,0034	0,0598	-0,5446	0,6054
Acelerador Público ( $I1tf$ )	735	-0,0051	0,0799	-1,1188	1,3891
Acelerador Financeiro ( $I1tf$ )	1.177	0,0116	0,0874	-1,2344	0,6203
Acelerador Externo	1.132	-0,0061	0,1065	-0,6663	0,5088

**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<sup>2</sup> 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 <sup>2</sup> ) de Razão de Verossimilhança	Graus de Liberdade	Probabilidade maior que Qui <sup>2</sup>
CHPE no período 1978-1992	1.610,37	104	0,00
CHPE no período 1993-2013	1.328,89	147	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,  $y_{it} = \vec{x}_{it} \beta + \delta y_{i,t-1} + c_i + \varepsilon_{it}$ , que é baseado nas seguintes suposições básicas:

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

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 teses 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 Capta*, 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,<sup>33</sup> em que se especificou um baixo valor (1% do máximo) para o parâmetro  $\lambda$  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 *Capta*, 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

<sup>33</sup> Kim & Koh & Boyd&Gorinevsky (2009).

se 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.<sup>34</sup> Ressalta-se, ainda, que *xtabond2* calcula e descreve os testes de sobreidentificação de restrições de Sargan e Assim em nível e em diferença, mesmo ao se utilizar as opções *two step* e *robust* nas estimações.

Efetuou-se a estimação de (i) Painéis Heterocedásticos com Erros Padrões Corrigidos para se verificar a robustez nas estimações efetuadas por Arellano-Bover/Blundell-Bond,<sup>35</sup> tendo sido rejeitada a hipótese nula de homocedasticidade dos erros nas equações estimadas,<sup>36</sup> o que tornou teoricamente inconsistente o uso dos métodos lineares irrestritos.

Nos resultados das estimações constatou-se que os métodos de alisamento *lltf* e *rw* foram os mais relevantes para expressão do ‘hiato do produto’.<sup>37</sup> Elegeu-se *lltf* como a medida mais adequada de ‘hiato do produto’ 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.<sup>38</sup>

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**

Comprovando a consistência interna das estimações realizadas, o número de observações e de grupos efetivamente aproveitadas após a eliminação de variáveis com *missing data*, tanto na amostra total de países como nas sub-amostras por grupos de países, foi sempre bastante significativo.

<sup>34</sup> Este método possui vantagens, executando testes de sobreidentificação de restrições de Sargan e Hansen em nível e em diferença, mesmo optando-se por estimações *twostep* e *robust* – ver Roodman (2006).

<sup>35</sup> Alvarez & Arellano (2003).

<sup>36</sup> No teste de razão de verossimilhança por *MQG* Factível baseada em função da probabilidade condicional, comparando-se modelo geral com erros heterocedásticos diante de outro aninhado com erros homocedásticos, rejeitou-se a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade.

<sup>37</sup> No período 1978-1992 *hp*, *bk*, *rw*, *bw* e *lltf* geraram parâmetros significativos com valores e sinais esperados; no período 1993-2006 *hp*, *bk*, *rw*, *bw* e *lltf* também geraram parâmetros significativos com valores e sinais esperados, embora *bk* tenha tendido a superestimar a inércia produtiva; no período 2007-2013 somente *rw* e *lltf* geraram parâmetros significativos, com valores e sinais esperados.

<sup>38</sup> Semmler&Franke (1996) concluem que o método mais adequado para alisamento de séries temporais é de tendências lineares por partes (*piecewise linear trends*) seguindo Rappoport&Reichlin (1987), onde se geram desvios positivos e negativos de escala comparável, mantendo a suavidade (“*smoothness*”) presente na série original – ver *op. cit.*, p. 609.

## **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 estimativas 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 Wald 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.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abrigo, M. R. M. & Love, I. (2015): “*Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs*”, manuscript available at <http://paneldatconference2015.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, *Ensaios 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 Economic 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](http://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, 3<sup>rd</sup> 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, 7<sup>th</sup> 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): “*II 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-Philippe 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.
- Libânia, 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, 8<sup>th</sup> 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.
- Rapoport, 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/](http://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*”, Seminário 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.