



UNIVERSIDADE DA BEIRA INTERIOR  
Ciências Sociais e Humanas

# **A assimetria dos ciclos económicos: Evidência internacional**

**Pedro Miguel Cameira de Almeida**

Dissertação para obtenção do Grau de Mestre em  
**Economia**  
(2º ciclo de estudos)

Orientador: Prof. Doutor José Alberto Serra Ferreira Rodrigues Fuinhas  
Co-orientador: Prof. Doutor António Manuel Cardoso Marques

**Covilhã, Outubro de 2011**



# Dedicatória

Aos meus pais e às minhas irmãs, pelo apoio incondicional.



# Agradecimentos

Agradeço ao Professor Doutor José Alberto Serra Ferreira Rodrigues Fuinhas, por ter partilhado comigo o seu conhecimento, pela imensurável disponibilidade e constante apoio, em todas as fases desta dissertação. Sobretudo, foi uma honra e um privilégio tê-lo como orientador.

Agradeço também ao Professor Doutor António Manuel Cardoso Marques pelos ensinamentos, sugestões e comentários feitos ao longo desta dissertação.



# Resumo

São testadas duas formas distintas de assimetria cíclica, a *deepness* e a *steepness*, através da aplicação do teste do coeficiente de enviesamento e do teste *triples*. A assimetria é analisada em vinte e três países, segundo uma perspectiva secular do PIB real *per capita* (1820/70 a 2008). Os resultados dos testes sugerem que a *deepness* não é relevante a nível internacional. Para a *steepness*, os testes revelam resultados contraditórios, sendo que o coeficiente de enviesamento evidencia a presença de assimetria em onze dos vinte e três países e o teste *triples* em seis países. A aplicação do teste do coeficiente de enviesamento e do teste *triples* permite cotejar os resultados obtidos e aferir da robustez dos resultados. Ao contrário do sugerido na literatura, baseada em dados trimestrais, a nossa investigação não é conclusiva acerca da presença, ao nível internacional, de assimetria nos ciclos económicos.

## Palavras-chave

Assimetria, *Steepness*, *Deepness*, Ciclos Económicos e PIB real *per capita*.



# Abstract

We test, using the coefficient of skewness and the triples test, two types of cyclical asymmetry - the deepness and the steepness. The asymmetry, for twenty-three countries, is examined, from over a century data of real GDP *per capita* (1820/70 to 2008). There is no international evidence of deepness. For the steepness, the tests show mixed results. Indeed, the coefficient of skewness reveal presence of asymmetry for eleven countries, and the triples test for six ones. The assessment of these two tests allows us to judge the results and the robustness of the analyses. On contrary of the most of literature, based on quarterly data, our research is mixed about international evidence of business cycle asymmetries.

## Keywords

Asymmetry, Steepness, Deepness, Business Cycles, and PNB real per capita.



# Índice

|                          |    |
|--------------------------|----|
| 1. Introdução            | 1  |
| 2. Revisão da literatura | 3  |
| 3. Dados e métodos       | 9  |
| 3.1. Dados               | 9  |
| 3.2. Métodos             | 9  |
| 4. Resultados            | 13 |
| 5. Discussão             | 17 |
| Conclusão                | 21 |
| Bibliografia             | 23 |
| Apêndices                | 27 |



# Lista de Figuras

|  |    |
|--|----|
| Figura 1 - Ciclo Simétrico                       | 3  |
| Figura 2 - Ciclo <i>Steep</i>                    | 4  |
| Figura 3 - Ciclo <i>Deep</i>                     | 4  |
| Figura 4 - Ciclo <i>Steep</i> e <i>Deep</i>      | 5  |
| Figura 5 - <i>Triples</i> à direita e à esquerda | 10 |



# Lista de Tabelas

|  |    |
|--|----|
| Tabela 1 - Teste do coeficiente de enviesamento                                      | 14 |
| Tabela 2 - Teste <i>triples</i>  | 15 |
| Tabela A.1 - Intervalo temporal das séries   | 27 |
| Tabela A.2 - Teste do coeficiente de enviesamento para os EUA, com dados trimestrais | 33 |
| Tabela A.3 - Teste <i>triples</i> para os EUA, com dados trimestrais                 | 33 |
| Tabela A.4 - Duração e amplitude das fases do ciclo (primeiras diferenças)           | 35 |
| Tabela A.5 - Duração e amplitude das fases do ciclo (componente cíclica)             | 36 |



# Lista de Acrónimos

|     |                           |
|-----|---------------------------|
| AUS | Austrália                 |
| AUT | Áustria                   |
| BEL | Bélgica                   |
| BRA | Brasil                    |
| CAN | Canadá                    |
| CHE | Suíça                     |
| CHL | Chile                     |
| DEU | Alemanha                  |
| DNK | Dinamarca                 |
| ESP | Espanha                   |
| EUA | Estados Unidos da América |
| FIN | Finlândia                 |
| FRA | França                    |
| GBR | Grã-Bretanha              |
| HP  | Filtro Hodrick-Prescott   |
| ITA | Itália                    |
| JPN | Japão                     |
| LKA | Sri Lanka                 |
| NLD | Holanda                   |
| NOR | Noruega                   |
| NZL | Nova Zelândia             |
| PIB | Produto Interno Bruto     |
| PNB | Produto Nacional Bruto    |
| PRT | Portugal                  |
| SWE | Suécia                    |
| URY | Uruguai                   |
| USA | Estados Unidos da América |



# 1. Introdução

A assimetria dos ciclos económicos foi identificada por Mitchell (1927) e Keynes (1936), ao verificarem que as fases de contracção económica são mais breves e pronunciadas do que as fases de expansão (e.g. Falk, 1986; Clements e Krolzig, 2003; Knüppel, 2004; Peiró, 2004; Coccia, 2010; e Li e Dressler, 2011). No seguimento dos trabalhos dos referidos autores surgiu a noção de que, a distribuição do produto e de outros agregados macroeconómicos é assimétrica (e.g. Sichel, 1993; Peiró, 2004; e Narayan e Popp, 2009). A investigação de assimetrias, no comportamento das variáveis macroeconómicas, tornou-se num aspecto importante da análise dos ciclos económicos (e.g. Neftçi, 1984; DeLong e Summers, 1986; Sichel, 1993; Ramsey e Rothman, 1996; Bodman, 2001; Razzak, 2001; Knüppel, 2004; Narayan e Popp, 2009; e Li e Dressler, 2011). Segundo uma perspectiva simplista, a assimetria dos ciclos económicos resume-se no facto de “*some phase of the cycle is different from mirror image of opposite phase*” (Sichel, 1993, p.224). A assimetria cíclica pode ter origem: i) nos diferentes tipos de choques que afectam as diferentes fases do ciclo; ii) na alteração dos mecanismos de transmissão dos choques, ao longo do ciclo económico; ou iii) no facto da economia reagir assimetricamente a choques positivos e negativos (Bodman, 2001).

A existência de assimetria cíclica, no comportamento das variáveis macroeconómicas, tem consequências importantes a vários níveis (Knüppel, 2004). No que se refere à configuração dos modelos do ciclo económico, aceitar a hipótese de assimetria implica desenvolver modelos teóricos que possam gerar esse comportamento endogenamente (e.g. Neftçi, 1984; Nieuwerburgh e Veldkamp, 2006; e Simone e Clarke, 2007). Relativamente às técnicas econométricas de previsão, estimação e calibragem, a ocorrência de assimetria na dinâmica dos mecanismos de transmissão dos choques implicaria uma reformulação de pressupostos importantes (e.g. Boldin, 1999). Na realidade, o Banco Central da Nova Zelândia e o Banco do Canadá já incorporam modelos calibrados com mecanismos de transmissão assimétricos (Razzak, 1998). No domínio da política económica, o conhecimento acerca da existência de assimetria no comportamento cíclico dos agregados é fundamental (e.g. Laxton *et al.*, 1994; Mayes e Virén, 2004; e Magud, 2008). Relativamente à política monetária, a assimetria cíclica dá origem a que os choques de política monetária tenham efeitos diferentes, quando aplicados numa fase de expansão ou numa fase de contracção (e.g. Garcia e Schaller, 2002). Para além disso, existem evidências de que o efeito do excesso da procura é mais intenso na subida da inflação, do que o efeito do excesso de oferta, na descida da inflação (e.g. Clark *et al.*, 1995). Apesar dos aspectos apresentados, o fenómeno da assimetria foi durante muito tempo menosprezado nos modelos econométricos convencionais, que orientaram a política económica, tal como Boldin (1999) concluiu, “(...) *the symmetry/asymmetry question has as much, and maybe even more, practical significance than debates over identification assumptions that have influenced much of the empirical macroeconomic literature over the past 20 years.*” (Boldin, 1999, p.203).

Neste trabalho investiga-se a existência de assimetria cíclica nas taxas de crescimento do PIB real *per capita*, de vinte e três países, entre eles, Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, Dinamarca, Espanha, EUA, Finlândia, França, Grã-Bretanha, Itália, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Países Baixos, Portugal, Sri Lanka, Suécia, Suíça e Uruguai. Os dados são anuais e o período de análise é superior a um século (1820/70 a 2008). Este período varia de país para país, de acordo com a disponibilidade de dados para períodos mais longos (ver Tabela A.1). A investigação centra-se em duas formas particulares de assimetria introduzidas por Sichel (1993): i) *steepness* - as fases de contracção são mais íngremes do que as fases de expansão; e ii) *deepness* - os vales do ciclo são mais pronunciados do que os picos. Os testes utilizados no estudo destas assimetrias são o coeficiente de enviesamento (*skewness*) e o teste *triples*. O coeficiente de enviesamento baseia-se no terceiro momento central normalizado, sendo uma medida amplamente utilizada no estudo da assimetria (e.g. DeLong e Summers, 1986; Sichel, 1993; e Sensier, 2003). O teste *triples* é um teste não paramétrico de distribuição assintoticamente livre, proposto por Randles *et al.* (1980) e aplicado por Verbrugge (1997). Este teste foi utilizado por alguns autores (e.g. Bodman, 2001; Razzak, 2001; e Li e Dressler, 2011) e a sua capacidade em detectar assimetrias foi comparada com modelos *Markov-switching* (e.g. Belaire-Franch e Contreras, 2003). Tal como Verbrugge (1997), vários autores defendem que o teste *triples* tem propriedades específicas na investigação de assimetrias, e que este teste apresenta vantagens em relação ao teste do coeficiente de enviesamento, na medida em que não é influenciado por observações extremas (*outliers*) (e.g. Verbrugge, 1997; Bodman, 2001; Razzak, 2001; e Li e Dressler, 2011). Em suma, os estudos evidenciam que o teste *triples* produz resultados mais robustos, do que o teste baseado nos momentos, dadas as características das séries em análise (e.g. Bodman, 2001). No entanto, a aplicação de ambos os testes permite comparar os resultados obtidos e, assim, obter suporte à possível evidência internacional de assimetrias cíclicas.

Tal como foi referido, existem fortes razões de natureza teórica que suportam a ocorrência de comportamentos assimétricos, no crescimento económico (e.g. Mitchell, 1927; e Keynes, 1936). Contudo, são os comportamentos assimétricos economicamente relevantes e existe evidência internacional deste fenómeno? A frequência dos dados tem influencia na detecção da assimetria, isto é, os dados anuais suportam a assimetria cíclica, da mesma forma que os dados trimestrais? São os resultados dos testes influenciados por idiosincrasias dos dados analisados? Estas são algumas das questões, às quais se pretende dar resposta, ao longo deste estudo.

A presente dissertação está organizada em secções: a secção 2 revê a literatura, a secção 3 apresenta os dados e os métodos utilizados, a secção 4 mostra os resultados obtidos, a secção 5 discute os mesmos e a secção 6 conclui o estudo.

## 2. Revisão da literatura

Teoricamente, a noção de que a economia se comporta de forma diferente, ao longo das fases do ciclo, não é recente (Bodman, 2001). Segundo Keynes (1936), a crise ocorre com o colapso da eficiência marginal do capital, que juntamente com a incerteza, explica o forte aumento da preferência pela liquidez e, conseqüentemente, o aumento da taxa de juro. A queda da eficiência marginal do capital, acompanhada por uma elevação da taxa de juro, pode agravar o declínio do investimento. Neste contexto, a redução da taxa de juro pode ser um factor eficaz na fase de recuperação económica. O lapso de tempo que implica a recuperação da eficiência marginal do capital e da confiança, antes de iniciar o período de recuperação, expressa a assimetria. No entanto, os argumentos de Mitchell (1927) e Keynes (1936) a favor da existência do fenómeno da assimetria, no comportamento dos agregados, não conduziram a uma investigação aplicada (e.g. Falk, 1986; e Ramsey e Rothman, 1996). Neftçi (1984) promoveu empiricamente o tema e relançou na literatura um campo de estudo pouco explorado (e.g. DeLong e Summers, 1986; Sichel, 1993; e Peiró, 2004). Através da aplicação de um teste baseado na cadeia de *Markov*, a várias séries do emprego dos EUA, Neftçi (1984) evidenciou a existência de assimetria, na medida em que o desemprego (emprego) aumenta (decrece) rapidamente, durante as fases de recessão, e apenas recupera lentamente, ao longo do tempo. Contudo, as investigações posteriores ao estudo de Neftçi (1984) não são consensuais, relativamente à existência de comportamentos assimétricos, ao longo das fases do ciclo (e.g. Bodman, 2001; Razzak, 2001; e Peiró, 2004).

Empiricamente, os estudos anteriores a Sichel (1993) testaram a existência de assimetria *steepness*, ou seja, as fases de contracção são tendencialmente mais pronunciadas do que as fases de expansão. O contributo de Sichel (1993) foi determinante para a evolução desta temática, ao distinguir duas formas particulares de assimetria: i) *deepness* ou assimetria de nível, que ocorre quando a distribuição da componente cíclica da série temporal exhibe assimetria; e ii) *steepness* ou assimetria em primeiras diferenças, que ocorre quando a distribuição das primeiras diferenças da série temporal exhibe assimetria. A presença destas duas formas de assimetria poderá ocorrer separadamente ou em simultâneo. Em dados trimestrais dos EUA, pós Segunda Guerra Mundial, Sichel (1993) revelou a presença de assimetria *deepness* e *steepness* no comportamento da taxa de desemprego; *deepness* nas flutuações da produção industrial; e não rejeitou a hipótese de simetria para o PNB real.

Contrariamente à hipótese de assimetria, o ciclo simétrico (ver Figura 1) é um ciclo onde todos os tipos de choques estão distribuídos simetricamente, em torno de zero (Boldin, 1999).

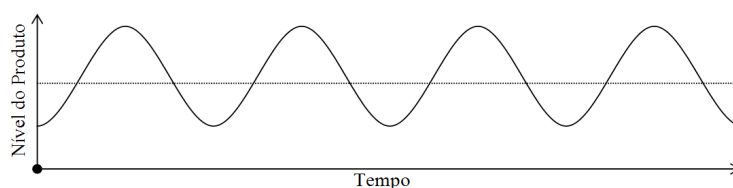


Figura 1 - Ciclo Simétrico

Para além disso, no ciclo simétrico a dinâmica dos mecanismos de propagação, que transmitem estes choques às flutuações do produto, não depende do facto dos choques serem positivos ou negativos (Boldin, 1999).

Segundo Ramsey e Rothman (1996), a assimetria *steepness* (ver Figura 2) é uma forma de assimetria longitudinal, ou seja, representa assimetrias na direcção do movimento dos ciclos económicos. A literatura sobre a organização industrial revela que, tendencialmente, a saída de uma empresa de determinada indústria é menos dispendiosa, do que a sua entrada. Consequentemente, a contracção da produção industrial pode ocorrer mais rapidamente do que a sua expansão (e.g. Sichel, 1993; e Kontolemis, 1997). Para além disso, a relativa facilidade com que uma empresa reduz a sua produção abaixo da plena capacidade, quando as encomendas decrescem, comparada com a dificuldade de uma empresa aumentar a produção, quando sente restrições na capacidade produtiva, pode também explicar a assimetria *steepness* (e.g. Arango e Melo, 2006). Hansen e Prescott (2005) mostraram como as restrições de capacidade produtiva afectam as propriedades dos ciclos económicos.

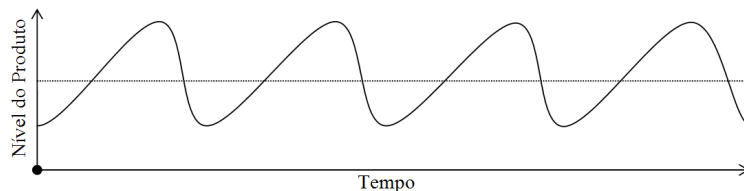


Figura 2 - Ciclo *Steep*

A assimetria *deepness* (ver Figura 3) é uma forma de assimetria transversal (Ramsey e Rothman, 1996), ou seja, descreve a deslocação vertical da série em relação à tendência. O ajustamento assimétrico do nível de preços pode gerar *deepness*, uma vez que, os preços sobem rapidamente acima do nível das expectativas, quando o produto está acima do seu potencial, e caem lentamente, quando o produto está abaixo do seu potencial (Sichel, 1993). Laxton *et al.* (1994) detectaram assimetrias na curva de *Phillips* Norte-Americana, onde o excesso de condições de procura é mais inflacionista, do que o excesso de condições de oferta é deflacionista.

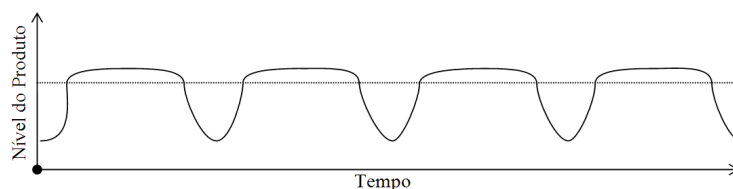


Figura 3 - Ciclo *Deep*

As duas formas de assimetria podem ocorrer em simultâneo (ver Figura 4). Neste caso, a série estacionária exhibe uma assimetria negativa em relação à média ou tendência (*steepness*) (Sichel, 1993). Por outro lado, a série estacionária mostra uma assimetria em que

a média dos desvios das observações, abaixo da tendência, excede a média dos desvios das observações, acima da tendência (*deepness*) (Sichel, 1993). Por definição, as assimetrias *deepness* e *steepness* representam assimetrias em transição e em persistência, respectivamente (Chalkley e Lee, 1998). As assimetrias em transição expressam as diferenças na dinâmica dos pontos de viragem (*turning points*), ao passo que, as assimetrias em persistência referem-se à duração relativa das contracções e das expansões económicas. A aversão ao risco dos agentes económicos pode explicar existência de assimetrias *deepness* e *steepness* (e.g. Chalkley e Lee, 1998). Segundo esta teoria, os comportamentos assimétricos das flutuações resultam da aversão ao risco dos agentes económicos ao prevenir que, num cenário de incerteza, eles reajam mais rapidamente, quando a economia é afectada por choques negativos, e respondam mais lentamente a choques positivos (e.g. Magud, 2008). O processo da difusão tecnológica pode, também, fundamentar a ocorrência de assimetria nos ciclos económicos (e.g. Ishikawa, 2004; e Jovanovic, 2004). De facto, um choque tecnológico positivo pode induzir uma diminuição inicial da produtividade, em nível ou em crescimento, uma vez que, os agentes económicos levam algum tempo a adoptar a nova tecnologia (e.g. Ishikawa, 2004; e Piselli, 2004;). Posteriormente ao período de adaptação, a inovação gera o expectável aumento de produtividade. As restrições de crédito podem ser um importante mecanismo de propagação e amplificação de assimetrias cíclicas (e.g. Kocherlakota, 2000).

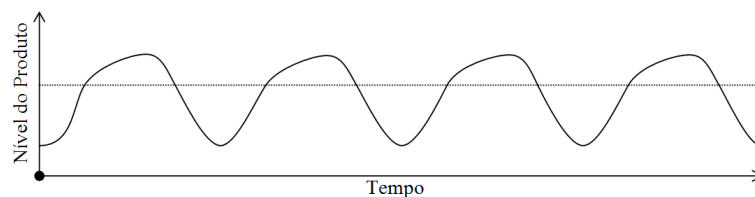


Figura 4 - Ciclo Steep e Deep

Os ciclos económicos podem também exibir outro tipo de assimetria, definida por *sharpness* e revelada por McQueen e Thorley (1993). Esta assimetria caracteriza-se por uma assimetria longitudinal (Ramsey e Rothman, 1996) e que, tendencialmente, ocorre quando os picos são redondos (*rounded*) e os vales são afiados (*sharp*). Clements e Krolzig (2003) mostraram que *deepness* implica *sharpness* e vice-versa. Nesta dissertação, à semelhança do que é efectuado em grande parte da literatura, a investigação centra-se em dois tipos de assimetria: a *steepness* e a *deepness*.

Embora diversos estudos tenham demonstrado, empiricamente, a existência de assimetrias cíclicas no comportamento dos agregados macroeconómicos (e.g. Neftçi, 1984; Sichel, 1993; Ramsey e Rothman, 1996; Verbrugge, 1997; Bodman, 2001; Razzak, 2001; Belaraine-Franch e Contreras, 2003; Knüppel, 2004; Arango e Melo, 2006; e Li e Dressler, 2011), outros estudos não rejeitaram a hipótese de simetria (e.g. DeLong e Summers, 1986; Falk, 1986; Sensier, 2003; Mills, 2007; e Narayan e Popp, 2009). De facto, não existe um padrão generalizado de assimetria cíclica, uma vez que, os resultados estão directamente

dependentes das variáveis analisadas, da frequência temporal das séries e do método empírico utilizado.

A evidência de assimetria no comportamento cíclico da economia tem maior suporte para os EUA, do que para outros países (e.g. Neftçi, 1984; Sichel, 1993; Acemoglu e Scott, 1997; Verbrugge, 1997; Knüppel, 2004; e Morley e Piger, 2010). Alguns autores questionaram se este fenómeno é uma propriedade inerente à economia Norte-Americana, ou a determinados países, com características específicas (e.g. Falk, 1986; Razzak, 2001; Narayan e Popp, 2009; e Li e Dressler, 2011). A evidência empírica de assimetria nas variáveis do emprego dos EUA, verificada por Neftçi (1984), levou Falk (1986) a questionar a assimetria cíclica, como um fenómeno internacional. Falk (1986) analisou quatro agregados macroeconómicos (investimento, PNB real, produção industrial e produtividade), de 5 países (Alemanha Ocidental, Canadá, EUA, França, Itália, e Reino Unido). O estudo concluiu que existe uma fraca evidência de assimetria cíclica nas séries temporais analisadas, contrariamente, ao que Neftçi (1984) verificou para o emprego dos EUA. Porém, com a evolução do estudo empírico sobre a assimetria cíclica foram desenvolvidas diversas análises internacionais, que revelaram comportamentos assimétricos dos agregados de vários países, como a Austrália (e.g. Bodman, 2001; e Razzak, 2004), Nova Zelândia (e.g. Belaire-Franch e Contreras, 2003; e Li e Dressler, 2011), Grã-Bretanha (e.g. Razzak, 2001; e Verbrugge, 2008), entre outros.

Vários estudos verificaram que, existe uma ampla evidência de assimetria nas flutuações de algumas variáveis macroeconómicas, entre elas, o desemprego e a produção industrial (e.g. Neftçi, 1984; Sichel, 1993; Verbrugge, 1998; e Bodman, 2001). Algumas teorias suportam a existência de assimetrias no mercado de trabalho e na actividade industrial (e.g. Shapiro e Watson, 1989; Acemoglu e Scott, 1997; Chalkley e Lee, 1998; Kocherlakota, 2000; Ishikawa, 2004; e Piselli, 2004). Entre elas, destacam-se as restrições de capacidade produtiva, ou as restrições de crédito, que podem gerar assimetrias cíclicas na produção industrial (e.g. Knüppel, 2004; e Li e Dressler, 2011). Contudo, quando se consideram os ciclos de crescimento do PIB real, a evidência de assimetria é menos usual (e.g. Verbrugge, 1998; e Bodman, 2001). Tendo em atenção que, o produto representa um agregado muito lato, a existência de assimetrias cíclicas pode estar dependente do comportamento das variáveis macroeconómicas que o compõem. Empiricamente, as flutuações do investimento e do consumo tendem a ser pro-cíclicas, mas os gastos do estado e a balança comercial são, geralmente, contra-cíclicos (Backus e Kehoe, 1992). Para além disso, ao longo de mais de um século encontram-se períodos históricos não homogéneos, que podem influenciar o resultado da análise global. Tal como notaram Backus e Kehoe (1992), o nível geral de preços é pró-cíclico, no período anterior à Segunda Guerra Mundial, e contra-cíclico depois, tal como as taxas de juro são mais persistentes, após a Segunda Guerra Mundial, do que anteriormente. Por outro lado, verificam que o período entre guerras caracteriza-se por uma fase de grande volatilidade e instabilidade, no comportamento do produto. O teste à presença de assimetrias nas flutuações do produto dos EUA e da Grã-Bretanha, tendo em conta diferentes períodos

históricos, verifica que existe assimetria no período pós Segunda Guerra Mundial, mas não rejeita a simetria para o período *pre-war* (e.g. Narayan e Popp, 2009).

A maioria dos estudos testa a presença de assimetria, em dados trimestrais, para o período pós Segunda Guerra Mundial (e.g. Verbrugge, 1997; Bodman, 2001; Razzak, 2001; e Li e Dressler, 2011). Todavia, uma pequena parte da investigação testa a presença do fenómeno segundo uma análise secular, com dados anuais, nos quais a assimetria é menos evidente do que em dados trimestrais (Mills, 2007; e Narayan e Popp, 2009). Os dados anuais podem, efectivamente, impedir que padrões de assimetria permaneçam visíveis (Mills, 2007). A diminuição da frequência temporal das séries pode causar algumas perdas de informação, sobre os ciclos mensais ou trimestrais, e afectar a estimação das propriedades dos dados económicos. De facto, os dados anuais demonstram maior persistência de longo prazo, do que os dados mensais ou trimestrais (e.g. Rossana e Seater, 1995).

Diversos métodos foram utilizados na investigação de assimetrias cíclicas, no comportamento das séries agregadas (e.g. Verbrugge, 1997; Boldin, 1999; Razzak, 2001; e Cancelo e Mourelle, 2005). O teste paramétrico de momentos, baseado no coeficiente de enviesamento (*skewness*), é um teste comum no estudo da assimetria (e.g. DeLong e Summers, 1986; Sichel, 1993; e Sensier, 2003). Alguns investigadores testaram a presença de assimetrias, no comportamento cíclico da economia, através de modelos não paramétricos, uma vez que, a distribuição do teste estatístico não depende de uma função de distribuição específica (Peiró, 2004). Entre estes modelos destacam-se os testes de distribuição livre, tais como: i) o teste baseado no método de *Bonferroni* (e.g. Mills, 2007); ii) o teste de combinações *triples* (e.g. Verbrugge, 1997; Bodman, 2001; e Razzak, 2001); e iii) o teste de *Racine* (e.g. Narayan e Popp, 2009). Contudo, os modelos paramétricos não lineares também foram utilizados no teste à assimetria cíclica (e.g. Clements e Krolzig, 2003; e Knüppel, 2004). Tal como Hamilton (1989) evidenciou, no estudo de assimetrias, um modelo não linear produz resultados mais robustos do que os modelos lineares. Dentro deste grupo, alguns autores optaram por aplicar modelos auto-regressivos de regime *switching*, como o modelo de *Markov-switching*, popularizado por Hamilton (1989) e utilizado no estudo de assimetrias (e.g. Garcia e Schaller, 2002; Belaire-Franch e Contreras, 2003; e Clements e Krolzig, 2003). Os modelos *STAR* e *SETAR* foram também aplicados na investigação sobre esta temática, na medida em que medem o nível dependência dos choques, ao longo das diferentes fases do ciclo (e.g. Peel e Speight, 1998; Cancelo e Mourelle, 2005).

Contrariamente aos “(...) *parametric models, likelihood-based, and moments-based methods, which require imposition of restrictions on the parameters, the covariance matrix, and the functional form*” (Razzak, 2001, p.231), os testes não paramétricos são alheios a estas limitações (Verbrugge, 1997). A estimação paramétrica impõe fortes restrições, em dados com características específicas. Estas características englobam a não linearidade e a componente estocástica das séries, ou a ocorrência de observações extremas e de quebras estruturais. Estas particularidades podem ter um impacto significativo na eficiência do modelo (Li e Dressler, 2011). Verbrugge (1997) salientou que o teste não paramétrico *triples*

não é sensível a observações extremas ou a desvios da distribuição, contrariamente ao coeficiente de enviesamento. O teste *triples* tem absorvido alguma atenção, devido às suas capacidades específicas no teste à assimetria. O teste foi desenvolvido por Randles *et al.* (1980) e aplicado por Verbrugge (1997). Este teste não-paramétrico foi utilizado e discutido por vários investigadores, que se interessaram pelo fenómeno da assimetria dos ciclos económicos (e.g. Verbrugge, 1997; Verbrugge, 1998; Bodman 2001; Razzak, 2001; e Li e Dressler, 2011). Apesar de, o teste não corrigir a auto-correlação das séries, Verbrugge (1997) através do procedimento *Monte Carlo*, indica que este facto não constitui uma limitação.

De facto, nenhum dos métodos pode ser aplicado a todas as situações e, inclusivamente, as limitações nem sempre são referidas (Peiró, 2004). Este tem sido um dos obstáculos à aplicação empírica desta temática (e.g. Verbrugge, 1997; Razzak, 2001; Clements e Krolzig, 2003; e Knüppel, 2004). O misto de resultados, tanto favoráveis como desfavoráveis à assimetria, e a diversidade de métodos utilizados, não possibilita a confirmação inequívoca da presença ou inexistência de assimetrias no comportamento cíclico dos agregados. Para além disso, vários estudos revelam que o teste a dados anuais não evidenciam a presença do fenómeno, da mesma forma que a análise a dados trimestrais (e.g. Mills, 2007; e Narayan e Popp, 2009).

Face ao exposto, apesar das limitações dos testes utilizados na investigação do fenómeno da assimetria, a relevância do estudo sobre este tema é inquestionável. De facto, a existência ou não de assimetrias tem implicações, tanto ao nível da teoria e da previsão económica, como ao nível da análise de política económica (e.g. Bodman, 2001).

## 3. Dados e métodos

Nesta secção apresenta-se a fonte das séries do PIB real *per capita* e o critério de selecção dos 23 países em estudo. São definidos os métodos utilizados no tratamento dos dados e nos testes à presença de assimetria cíclica.

### 3.1. Dados

Os dados anuais do PIB real *per capita* dos 23 países foram obtidos a partir da base de dados de Angus Maddison, disponível no sítio [www.ggdc.net](http://www.ggdc.net). A escolha do PIB real *per capita* deve-se a dois aspectos: i) permite eliminar a distorção produzida pela variação de preços; e ii) permite eliminar a distorção produzida pela variação da população.

O início do período de análise não é o mesmo para todos os países, variando entre 1820 e 1870 (ver Tabela A.1). Todos os dados terminam em 2008. A selecção dos países em estudo obedece ao critério de disponibilidade de dados, para datas anteriores a 1870. Os dados variam entre um mínimo de 139 observações e um máximo de 189 observações.

### 3.2. Métodos

Tal como referido anteriormente, a investigação de assimetria cíclica no comportamento do produto materializa-se através da aplicação de dois testes: coeficiente de enviesamento e teste *triples*. Vários estudos demonstram a robustez do teste *triples*, comparativamente ao teste do coeficiente de enviesamento (e.g. Verbrugge, 1997; Verbrugge, 1998; Bodman, 2001; e Razzak, 2001). No entanto, a aplicação dos dois testes permite confrontar os resultados obtidos e verificar a eficácia de ambos na investigação de assimetrias cíclicas.

O teste do coeficiente de enviesamento (ver Apêndice B) é um teste utilizado, frequentemente, no estudo da assimetria (e.g. Delong e Summers, 1986; Sichel, 1993; e Sensier, 2003). Nesta dissertação, tal como em Sichel (1993), para o cálculo do desvio-padrão construiu-se  $z_t$ , tal como consta na equação (1):

$$z_t = (c_t - \bar{c})^3 / \sigma(c)^3 \quad (1)$$

Onde  $c_t$  é a componente cíclica com  $t$  observações,  $\bar{c}$  é a média de  $c_t$  e  $\sigma(c)$  é o desvio-padrão de  $c_t$ . Definimos  $z_t = b + \varepsilon_t$ , onde  $b$  é a constante do modelo e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. A regressão da variável  $z_t$ , equação (1), em ordem à constante  $b$ , permite estimar a constante em relação ao teste convencional de *skewness*. O desvio-padrão é calculado através do procedimento Newey e West (1987). Resumidamente, o teste baseia-se no terceiro momento central normalizado, como está descrito formalmente no Apêndice B.

O teste *triples* (ver Apêndice C) é um modelo não-paramétrico com uma distribuição assintoticamente livre. O teste *triples* foi desenvolvido por Randles *et al.* (1980) e aplicado, entre outros, por Verbrugge (1997). O teste baseia-se em reunir todas as combinações *triples* possíveis  $\binom{N}{3}$ , de uma determinada amostra  $N$ . Considere-se que  $i, j, k$  são três números inteiros, tais como  $1 \leq i, j, k \leq N$ . Uma combinação *triple* das observações  $X_i, X_j, X_k$  formam de um enviesamento à direita (ver Figura 5), ou seja, um *triple* direito, quando a observação do meio está mais próxima da observação menor do que da maior. O enviesamento à esquerda (ver Figura 5), isto é, um *triple* esquerdo ocorre quando a observação do meio está mais próxima da maior e mais distante da menor. A estatística do teste *triples* é o  $U$  estatístico, que é distribuído em  $N(0,1)$  (ver Apêndice C).

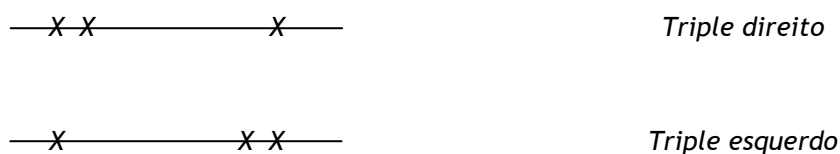


Figura 5 - *Triples* à direita e à esquerda

O teste *triples*, tal como no teste do coeficiente de enviesamento, é aplicado a séries temporais estacionárias. Segundo Verbrugge (1997), o procedimento de eliminação de tendência deve satisfazer dois critérios. Por um lado, o filtro de tendência deve gerar séries estacionárias. Por outro lado, o filtro deve ter uma representação linear, no sentido de não induzir assimetria nas séries originais. Segundo Sichel (1993), o filtro utilizado para *steepness* e *deepness* deve extrair a componente apropriada ao teste de cada tipo de assimetria, no sentido de não perturbar a interpretação do teste estatístico. Tal como na literatura, o filtro utilizado na teste à assimetria *steepness* é o método das primeiras diferenças (e.g. DeLong e Summers, 1986; Sichel, 1993; Verbrugge, 1997; Bodman, 2001; Razzak, 2001; e Sensier, 2003). Por outro lado, o teste à assimetria *deepness* aplica-se à componente cíclica que resulta do filtro HP (e.g. Sichel, 1993; Verbrugge, 1997; Verbrugge, 1998; Bodman, 2001; Razzak, 2001; e Li e Dressler, 2011). O teste à assimetria *deepness* pressupõe a utilização de um filtro de tendência, no sentido de definir a tendência estocástica. Formalmente, dada a decomposição clássica da série temporal,

$$y_t = \tau_t + c_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde  $\tau_t$  é a componente de tendência não estacionária,  $c_t$  é a componente cíclica estacionária e  $\varepsilon_t \sim (\mu, \sigma_\mu^2)$  é a componente irregular. Se  $y_t$  é não estacionária, a análise à assimetria requer que seja eliminada a tendência da série. Assim, a componente cíclica representa os desvios à tendência ( $y_t - \tau_t$ ).

O filtro HP foi desenvolvido por Hodrick e Prescott (1980) e define a tendência  $\tau_t$  de uma série temporal  $y_t$ . Este filtro foi extensivamente utilizado no estudo das propriedades dos ciclos económicos (e.g. Backus e Kehoe, 1992; Gatti *et al.*, 2005; Rebelo, 2005; e Tawadros, 2011) e, em particular, no teste à presença de assimetrias cíclicas no comportamento do produto e de agregados macroeconómicos (e.g. Sichel, 1993; Verbrugge, 1997; Verbrugge, 1998; Bodman, 2001; Razzak, 2001; Jovanovic, 2004; e Li e Dressler 2011). Este método foi amplamente discutido e estudado na comunidade científica (e.g. Kydland e Prescott, 1990; Harvey e Jaeger, 1993; e Zarnowitz e Ozyildirim, 2006). Apesar da utilização deste método de filtragem, outros métodos podem ser usados para o mesmo efeito, como o filtro Beveridge e Nelson (1981), de Baxter e King (1999) ou de Christiano e Fitzgerald (1999) (e.g. Canova, 1998 e Teles *et al.*, 2005). Os métodos de filtragem podem produzir resultados significativamente diferentes (e.g. Sichel, 1993; e Verbrugge, 1997).

Ambos os testes foram aplicados com recurso ao *software* econométrico *WinRATS Pro* 7.30. Foi desenvolvida programação que permitiu aplicar os testes utilizados no estudo da assimetria, das séries em análise. O teste *triples* foi aplicado com auxílio ao procedimento (*procedure*) *triples.src*, disponível em [www.estima.com](http://www.estima.com).



## 4. Resultados

Nesta secção são apresentados os resultados do teste do coeficiente de enviesamento e do teste *triples*. Tal como referido anteriormente, ambos os testes pretendem determinar a presença de assimetria *deepness* e *steepness*, no comportamento cíclico do PIB *per capita* real dos 23 países em estudo.

Todos os dados foram normalizados, isto é, transformados em índice base 1 para o primeiro ano disponível. Em seguida, as séries foram logaritmizadas. Visto que, os testes são aplicados apenas a séries estacionárias, as séries em logaritmos não estacionárias têm de ser filtradas. Tal como na literatura, o método das primeiras diferenças é o filtro utilizado no teste à assimetria *steepness*, uma vez que induz a estacionaridade (e.g. DeLong e Summers, 1986; Sichel, 1993; Verbrugge, 1997; Bodman, 2001; Razzak, 2001; e Sensier, 2003). O filtro HP (1980), com parâmetro de alisamento  $\lambda = 100$ , define a tendência estocástica das séries e possibilita a extracção da componente cíclica estacionária, que permite testar a assimetria *deepness* (e.g. Sichel, 1993; Verbrugge, 1997; Verbrugge, 1998; Bodman, 2001; Razzak, 2001; e Li e Dressler, 2011).

Os resultados do teste estatístico do coeficiente de enviesamento, do desvio-padrão e do *p*-value unicaudal são apresentados na Tabela 1. O desvio-padrão assintótico de  $D(c)$  e  $ST(\Delta c)$  é calculado através do procedimento de Newey e West (1987). Este procedimento é consistente na presença de heterocedasticidade e de auto-correlação (e.g. Sichel, 1993; e Sensier, 2003). A divisão da constante pelo desvio-padrão é assintoticamente normal e permite utilizar os valores críticos convencionais, no teste de significância de  $D(c)$  e  $ST(\Delta c)$ .

Os resultados do coeficiente de enviesamento (ver Tabela 1) sugerem a ausência de assimetria *deepness*, nas flutuações da componente cíclica do produto dos países em estudo. Segundo estes resultados, a assimetria *deepness* não é estatisticamente significativa nos países estudados. Contrariamente, a assimetria *steepness* é estatisticamente significativa no comportamento das flutuações das primeiras diferenças do PIB real *per capita* da Austrália, Suíça, Dinamarca, Noruega e Nova Zelândia, e é altamente significativa para o Brasil, Espanha, Grã-Bretanha, Sri Lanka, Portugal e Suécia. A Finlândia e a França estão perto da significância estatística, para a assimetria *steepness* (8,4% e 8,3%, respectivamente). Importa realçar que a Austrália, o Brasil e a Suíça são estatisticamente significantes para assimetria *steepness* positiva, o que implica que as expansões são mais curtas e pronunciadas do que as contracções (Sensier, 2003).

Tabela 1 - Teste do coeficiente de enviesamento

| País | Coeficiente de Enviesamento |  |         |                  |   |         |
|------|-----------------------------|--|---------|------------------|---|---------|
|      | D(c)                        | <i>Deepness</i><br>Asymptotic<br>Std. Err. | p-value | ST( $\Delta c$ ) | <i>Steepness</i><br>Asymptotic<br>Std. Err. | p-value |
| AUS  | -0,115                      | 0,531                                      | 0,830   | 0,410            | 0,376                                       | 0,029   |
| AUT  | -1,988                      | 1,744                                      | 0,260   | -6,967           | 2,036                                       | 0,180   |
| BEL  | -3,128                      | 2,792                                      | 0,267   | -1,491           | 3,238                                       | 0,175   |
| BRA  | -0,697                      | 0,570                                      | 0,226   | 0,300            | 0,519                                       | 0,008   |
| CAN  | 0,044                       | 0,613                                      | 0,944   | -0,821           | 1,013                                       | 0,139   |
| CHE  | -0,194                      | 0,606                                      | 0,751   | 0,493            | 0,485                                       | 0,038   |
| CHL  | -1,020                      | 1,154                                      | 0,381   | -0,841           | 1,120                                       | 0,162   |
| DEU  | -2,214                      | 2,052                                      | 0,285   | -5,580           | 2,881                                       | 0,210   |
| DNK  | -0,941                      | 0,909                                      | 0,304   | -0,841           | 0,761                                       | 0,026   |
| ESP  | -0,773                      | 0,638                                      | 0,230   | -1,676           | 0,629                                       | 0,009   |
| FIN  | -1,607                      | 1,421                                      | 0,263   | -0,690           | 1,994                                       | 0,084   |
| FRA  | -2,003                      | 1,419                                      | 0,162   | 0,530            | 1,579                                       | 0,083   |
| GBR  | 0,311                       | 0,422                                      | 0,465   | -0,795           | 0,621                                       | 0,007   |
| ITA  | -2,407                      | 2,675                                      | 0,373   | -0,998           | 3,072                                       | 0,264   |
| JPN  | -1,248                      | 1,552                                      | 0,427   | -5,777           | 1,512                                       | 0,203   |
| LKA  | -0,264                      | 0,398                                      | 0,512   | -0,151           | 0,366                                       | 0,009   |
| NLD  | -4,520                      | 3,288                                      | 0,173   | 1,164            | 3,680                                       | 0,149   |
| NOR  | -0,760                      | 0,776                                      | 0,331   | -0,635           | 0,871                                       | 0,011   |
| NZL  | 0,028                       | 0,387                                      | 0,943   | -0,417           | 0,239                                       | 0,025   |
| PRT  | 0,090                       | 0,448                                      | 0,842   | -0,080           | 0,280                                       | 0,000   |
| SWE  | -0,611                      | 0,630                                      | 0,336   | -0,815           | 0,642                                       | 0,003   |
| URY  | 0,007                       | 0,377                                      | 0,985   | -0,601           | 0,319                                       | 0,231   |
| USA  | 0,986                       | 0,932                                      | 0,296   | -0,762           | 1,129                                       | 0,989   |

Nota: PIB real *per capita* foi logaritimizado e normalizado em relação ao primeiro ano da amostra disponível. No teste à assimetria *deepness*, a tendência foi estimada através do filtro HP, com um parâmetro de alisamento  $\lambda = 100$ . O nível de significância de p-value é unicaudal, onde a  $H_0: D(c) = 0$  ou  $ST(\Delta c) = 0$ .

O estimador do grau de assimetria do teste *triples*, o  $U$  estatístico e o p-value bicaudal são apresentados na Tabela 2. O teste *triples* é um método não paramétrico de distribuição assintoticamente livre, o que significa que não é afectado por observações extremas e por alterações na variância da distribuição das séries (e.g. Razzak, 2001). O p-value é assintoticamente válido e segue a lei normal. O teste considera a hipótese nula  $H_0 : \eta = 0$  e a hipótese alternativa é  $H_1 : \eta \neq 0$ .

Tabela 2 - Teste *triples*

| País | <i>Triples Test</i> |        |            |                  |        |            |
|------|---------------------|--------|------------|------------------|--------|------------|
|      | <i>Deepness</i>     |        |            | <i>Steepness</i> |        |            |
|      | $\eta$              | $U$    | $p$ -value | $\eta$           | $U$    | $p$ -value |
| AUS  | 0,000               | 0,001  | 1,000      | -0,009           | -0,567 | 0,571      |
| AUT  | 0,013               | 0,001  | 0,570      | 0,007            | 0,328  | 0,743      |
| BEL  | 0,012               | 0,652  | 0,514      | -0,008           | -0,462 | 0,644      |
| BRA  | -0,016              | -1,092 | 0,275      | 0,009            | 0,513  | 0,608      |
| CAN  | 0,010               | 0,523  | 0,601      | -0,034           | -2,222 | 0,026      |
| CHE  | -0,008              | -0,452 | 0,651      | 0,002            | 0,122  | 0,903      |
| CHL  | -0,005              | -0,301 | 0,764      | -0,021           | -1,275 | 0,202      |
| DEU  | 0,007               | 0,305  | 0,760      | 0,002            | 0,118  | 0,906      |
| DNK  | -0,001              | -0,061 | 0,951      | 0,000            | 0,012  | 0,991      |
| ESP  | -0,030              | -1,777 | 0,076      | -0,020           | -1,328 | 0,184      |
| FIN  | -0,029              | -1,936 | 0,053      | -0,028           | -1,745 | 0,081      |
| FRA  | 0,013               | 0,700  | 0,484      | -0,031           | -1,988 | 0,047      |
| GBR  | 0,005               | 0,328  | 0,743      | -0,035           | -2,498 | 0,012      |
| ITA  | 0,017               | 0,832  | 0,405      | -0,028           | -1,478 | 0,139      |
| JPN  | 0,022               | 1,037  | 0,300      | 0,006            | 0,391  | 0,696      |
| LKA  | -0,002              | -0,123 | 0,902      | -0,038           | -2,254 | 0,024      |
| NLD  | 0,005               | 0,262  | 0,793      | -0,016           | -0,935 | 0,350      |
| NOR  | -0,004              | -0,286 | 0,775      | -0,027           | -1,536 | 0,125      |
| NZL  | -0,001              | -0,075 | 0,940      | -0,005           | -0,341 | 0,733      |
| PRT  | 0,004               | 0,262  | 0,793      | -0,006           | -0,369 | 0,712      |
| SWE  | -0,017              | -1,259 | 0,208      | -0,039           | -2,845 | 0,004      |
| URY  | -0,005              | -0,357 | 0,721      | -0,038           | -2,619 | 0,009      |
| USA  | -0,014              | -0,716 | 0,474      | -0,002           | -0,133 | 0,895      |

Nota: PIB real *per capita* foi analisado em logs e normalizado em relação ao primeiro ano da amostra disponível. No teste à assimetria *deepness*, a tendência foi estimada através do filtro HP, com um parâmetro de alisamento  $\lambda = 100$ . O teste estatístico do *triples* é  $U$ , que é assintoticamente normal  $N(0,1)$ . O  $p$ -value está distribuído em  $N(0,1)$ . A hipótese nula,  $H_0$ , é simetria; e a hipótese alternativa,  $H_1$ , é assimetria.

Os resultados do teste *triples* (Tabela 2) suportam a fraca presença internacional de assimetria *deepness*, uma vez que, nenhum país exibe significância estatística de que os vales do ciclo são mais pronunciados do que os picos. Contudo, contrariamente aos resultados do coeficiente de enviesamento, países como a Espanha e a Finlândia estão perto da significância estatística de assimetria *deepness* (7,6% e 5,3%, respectivamente). Comparativamente aos resultados do coeficiente de enviesamento, o teste *triples* verifica que existe menor evidência internacional de assimetria *steepness* no comportamento cíclico do produto. Segundo este teste, a assimetria *steepness* é estatisticamente significativa para o Canadá, França, Grã-Bretanha e Sri Lanka. Existem fortes evidências de que as fases de contracção são mais curtas e pronunciadas do que as fases de expansão, ao longo dos ciclos do produto da Suécia e Uruguai.



## 5. Discussão

Tal como referido anteriormente, a assimetria cíclica ocorre quando a economia se comporta de forma diferente, ao longo das fases de contracção e de expansão do ciclo económico (e.g. Mills, 2007). Características como a amplitude e a duração, de ambas as fases do ciclo, permitem de forma simples aferir à existência de padrões de comportamento distintos. No cálculo da amplitude e da duração média foi utilizado o método proposto por Gallegati *et al.* (2004a) e Gallegati *et al.* (2004b). Os resultados indicam que existe uma forte evidência de comportamentos diferentes entre as fases do ciclo (ver Tabelas A.4 e A.5). De facto, este procedimento sugere que as “*contractions are briefer and more violent than business expansion*” (Mitchell, 1927, p.409), uma vez que, as fases de expansão são, tendencialmente, mais longas do que as fases de contracção. Apesar de algumas excepções entre os países em análise, pode-se aferir a significância estatística da assimetria cíclica, uma vez que, o fenómeno existe, tal como previu Keynes (1936).

Vários estudos, referidos anteriormente, demonstram que o teste *triples* é mais robusto do que o teste do coeficiente de enviesamento, no estudo da assimetria cíclica (e.g. Verbrugge, 1997; Verbrugge, 1998; Bodman, 2001; e Razzak, 2001). Contudo, o coeficiente de enviesamento proporciona uma medida de *skewness* abrangente, que permite conhecer a dimensão do fenómeno. Os resultados do coeficiente de enviesamento e do teste *triples* (Tabelas 1 e 2) sugerem que, a presença de assimetria *deepness* no comportamento das flutuações económicas dos países em estudo é fraca, ou inexistente. O teste *triples* suporta os resultados do coeficiente de enviesamento, no que se refere à ausência de assimetria *deepness*, que se caracteriza por vales mais pronunciados do que os picos. Existem apenas duas excepções, pouco relevantes, à convergência de resultados entre os dois testes (Espanha e Finlândia), uma vez que, segundo o teste *triples*, os dois países estão perto da significância estatística, 7,6% e 5,3%, respectivamente (ver Tabela 2). Os resultados dos testes à assimetria *deepness* suportam os trabalhos de Sichel (1993), Sensier (2003), Mills (2007) e Li e Dressler (2011), nos quais, a evidência de assimetria nas flutuações da componente cíclica do produto foi fraca ou não está presente. Contudo, os resultados de Bodman (2001), Razzak (2001) e Belaire-Franch e Contreras (2003) sugerem a presença de assimetria *deepness*, para a Austrália, Grã-Bretanha, Japão, entre outros. A utilização do filtro HP no teste à assimetria *deepness* pode, artificialmente, ser um factor que contribui para a não detecção do fenómeno. Este filtro pode amplificar as flutuações e criar problemas na análise dos ciclos económicos (e.g. Sichel, 1993; Verbrugge, 1997; e Tawardros, 2011). Porém, como já referido, este filtro representa a melhor técnica disponível, para a análise cíclica da economia.

Os resultados sugerem que, a assimetria *steepness* é estatisticamente mais significativa do que a assimetria *deepness*. Este facto suporta o trabalho de Li e Dressler (2011), para dados trimestrais, onde dezasseis países evidenciam assimetria *steepness*, e apenas dois países demonstram *deepness*. Segundo o coeficiente de enviesamento, dos vinte e três países em

estudo, a assimetria *steepness* é altamente significativa no comportamento do PIB *per capita* real de seis países, Portugal incluído (ver Tabela 1). A presença de *steepness* é estatisticamente significativa em cinco dos países analisados. Importa realçar que para a Austrália, o Brasil e a Suíça a significância estatística revela uma assimetria *steepness* positiva, o que implica que as expansões são mais curtas e pronunciadas, do que as contracções (e.g. Bodman, 2001; e Razzak, 2001). A significância estatística de *steepness* positiva contradiz a assimetria revelada por Mitchell (1927) e Keynes (1936), porém neste caso deve-se ter em consideração as características específicas dos países. Os resultados do teste *triples* revelam uma menor propensão à existência de assimetria, nas primeiras diferenças do produto. Os resultados mostram que existem fortes evidências de que as fases de contracção são mais curtas e pronunciadas, do que as fases de expansão, para a Suécia e Uruguai (ver Tabela 2). Este teste verifica que, a assimetria *steepness* é estatisticamente significativa em quatro países, sendo que Portugal não apresenta evidência deste fenómeno. Tais assimetrias podem ser fruto de restrições do lado da oferta, imperfeições de mercado, expectativas heterogéneas, ou resultar do comportamento preventivo dos agentes económicos, num cenário de incerteza (e.g. Ho *et al.*, 2009). Contrariamente aos resultados do coeficiente de enviesamento, o teste *triples* não suporta nenhuma assimetria *steepness* positiva. Estes resultados são consistentes com os estudos de Sichel (1993), Bodman (2001), Razzak (2001), Belaire-Franch e Contreras (2003), Arango e Melo (2006); e Li e Dressler (2011). Por outro lado, contrastam com os resultados alcançados por DeLong e Summers (1986), Verbrugge (1997), e Mills (2007), nos quais a evidência de assimetria *steepness* foi fraca.

De facto, parece haver um desvio entre os resultados obtidos neste estudo e as investigações anteriores, principalmente quando comparados com os estudos para o período pós Segunda Guerra Mundial, com dados trimestrais. A agregação temporal dos dados pode ser um factor explicativo da discrepância existente, uma vez que, os dados anuais podem não suportar a evidência de assimetria cíclica (e.g. Mills, 2007). No sentido de aferir se a utilização de dados anuais tem efeitos na investigação do fenómeno da assimetria, aplicam-se ambos os testes a dados trimestrais, pós Segunda Guerra Mundial, do produto real dos EUA (ver Tabela A.2 e A.3). Neste procedimento apenas se considera os EUA, pois este é o país que dispõe de dados trimestrais, para um período mais longo. Não se pretende com este procedimento comparar os resultados obtidos na análise secular, com os resultados obtidos para os dados trimestrais. O objectivo centra-se, unicamente, em avaliar os efeitos da agregação temporal dos dados no teste à assimetria, uma vez que, este factor é, recorrentemente, utilizado na literatura para explicar a ausência de assimetrias cíclicas, em análises a dados anuais (e.g. Mills, 2007; e Narayan e Popp, 2009). De facto, os resultados do coeficiente de enviesamento e do teste *triples* sugerem que a assimetria *deepness* é estatisticamente significativa, na componente cíclica do PIB real, em dados trimestrais. A evidência de assimetria *deepness* para os EUA, considerando dados trimestrais, contraria os resultados obtidos para os EUA, em dados anuais (ver Tabela 1, Tabela 2, Tabela A.2 e Tabela

A.3). Relativamente à assimetria *steepness*, os resultados dos testes, para dados trimestrais, são contraditórios. Por um lado, o coeficiente de enviesamento revela que, este tipo de assimetria é altamente significativa, e, por outro lado, o teste *triples* não rejeita a hipótese de simetria (ver Tabela A.2 e A.3). Neste caso, tal como nos resultados da análise secular deste estudo, o teste do coeficiente de enviesamento pode ter sido influenciado por observações extremas da série, que distorceram os resultados obtidos.

Alguns países apresentaram evidências estatísticas da presença de assimetria *steepness*, nas primeiras diferenças do produto. No entanto, os resultados deste estudo não sugerem uma evidência internacional de comportamentos assimétricos, ao longo das fases do ciclo. De facto, ambos os testes não evidenciam a presença de assimetria *deepness*. Tais resultados podem ocorrer devido a erros de medida e inadequação dos testes aplicados, uma vez que, não detectam comportamentos que remetam para a existência de assimetrias. Na realidade, o fenómeno da assimetria aparenta ter alguma instabilidade (e.g. Neftçi, 1984; DeLong e Summers, 1986; Falk, 1986; Verbrugge, 1998; Clements e Krolzig, 2003; Sensier, 2003; e Li e Dressler, 2011). Os testes utilizados no estudo da investigação da assimetria cíclica podem, de facto, ter algumas fragilidades que induzem a limitações na metodologia (e.g. Bodman, 2001; Razzak, 2001; e Cancelo e Mourelle, 2005). O próprio teste *triples* apresenta debilidades, uma vez que, assume que os dados são movimentos independentes de uma distribuição comum, o que não é o caso das séries objecto de investigação (e.g. Verbrugge, 1997). Apesar de não existir uma evidência internacional de comportamentos cíclicos assimétricos, grande parte da investigação anterior testa a assimetria cíclica para o período pós Segunda Guerra Mundial, o que pode ter implicações no desvio dos resultados obtidos. Segundo o estudo de Backus e Kehoe (1992), a volatilidade do produto de economias desenvolvidas diminuiu drasticamente, depois da Segunda Guerra Mundial. Contrariamente, o período entre guerras caracteriza-se por apresentar grande instabilidade. Tais evidências podem ter sérios efeitos nos resultados obtidos, uma vez que, o período de análise engloba fases com propriedades distintas.

No caso dos países que evidenciaram assimetrias estatisticamente significantes importa referir que, os testes utilizados não diferenciam se tais assimetrias são resultado de processos não lineares da série ou, se por outro lado, resultam de processos lineares com distribuições assimétricas (e.g. Razzak, 2001). Contudo, a existência de assimetria *steepness* no comportamento cíclico de países como o Canadá, França, Grã-Bretanha, Sri Lanka, Suécia e Uruguai, implica que os decisores de política económica tenham em consideração o padrão de comportamento diferente, entre as fases que compõem o ciclo. A investigação seria mais abrangente, caso fossem testadas outras variáveis macroeconómicas, como a produção industrial, a taxa de desemprego, entre outras. No entanto, a indisponibilidade de dados para o período de análise impede a realização do teste à assimetria cíclica, dos referidos agregados.



# Conclusão

Este estudo utilizou o coeficiente de enviesamento e o teste *triples* para verificar a presença de assimetria cíclica, no comportamento do PIB real *per capita*, de vinte e três países. Os testes avaliaram a presença de dois tipos de assimetrias: a *deepness* e a *steepness*. Ambos os testes não rejeitaram a hipótese de simetria, quando analisada a componente cíclica das séries temporais, dos países em estudo. Neste resultado está implícito a ausência de suporte estatístico à presença internacional de assimetria *deepness*. Os dois testes são bastante diferentes quando se considera a assimetria *steepness*. A evidência internacional desta assimetria é verificada pelo coeficiente de enviesamento. No entanto, estes resultados não são suportados pelo teste *triples*, que sugere a presença de assimetria *steepness* num menor número de países. Importa realçar que, a presença de *steepness* positiva na Austrália, Brasil e Suíça verificada pelo teste do coeficiente de enviesamento, não é confirmada pelo teste *triples*. Segundo o coeficiente de enviesamento, as fases de contracção económica em Portugal são mais pronunciadas, do que as fases de expansão. Os resultados do teste *triples* contrariam parte da assimetria *steepness* detectada pelo coeficiente de enviesamento e Portugal não é excepção. Este teste apenas revela assimetria nas primeiras diferenças do produto do Canadá, França, Grã-Bretanha, Sri Lanka, Suécia e Uruguai. Estes países deverão desenvolver modelos de ciclos económicos que incorporem assimetrias cíclicas. Para além disso, devem ter em consideração a assimetria cíclica, quando tomam decisões ao nível da política fiscal, orçamental e monetária.

A agregação temporal dos dados pode justificar, em parte, a ausência de um padrão internacional de assimetria cíclica. De facto, os dados anuais podem omitir a flutuação trimestral da actividade económica, uma vez que, os dados trimestrais têm uma frequência de variação cíclica superior aos dados anuais. Na realidade, os dados anuais podem, virtualmente, eliminar a variação cíclica compreendida entre um ano.

Naturalmente, presume-se que as técnicas que pretendem explicar o mesmo fenómeno, tendem a obter resultados aproximados. Contudo, a discrepância de resultados obtidos, entre os testes aplicados, rejeitam tal pressuposto. Apesar de ambos confirmarem a ausência de assimetria *deepness*, os testes à assimetria *steepness*, para dados anuais e trimestrais, demonstram a inconformidade dos resultados. As imperfeições das séries temporais podem fundamentar este facto, devido à presença de observações extremas, quebras estruturais e outras particularidades. Tais imperfeições podem influenciar a robustez dos testes aplicados, em especial, do teste do coeficiente de enviesamento.

Dada a relevância do fenómeno da assimetria, ao nível da teoria e da política económica, impõe-se que novas investigações aperfeiçoem os métodos utilizados, no teste à presença de assimetria cíclica. Apurar a robustez da metodologia afigura-se determinante, no sentido de avaliar este ponto crítico da análise dos ciclos económicos.



# Bibliografia

- Acemoglu, D. e Scott, A., 1997. Asymmetric business cycles: Theory and time-series evidence. Elsevier, *Journal of Monetary Economics* 40, 501-533.
- Angus Maddison. Historical Statistics of the World Economy database, versão 02/2010, disponível no sítio [www.ggdc.net](http://www.ggdc.net), acessado em 02/12/2010.
- Arango, L. e Melo, L., 2006. Expansions and contractions in Brazil, Colombia and Mexico: A view through nonlinear models. Elsevier, *Journal of Development Economics* 80, 501-517.
- Backus, D. e Kehoe, P., 1992. International evidence of the historical properties of business cycles. *American Economic Review* 82, 864-888.
- Baxter, M. e King, R., 1999. Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for macroeconomic time series. *Review of Economics and Statistics* 81, 575-593.
- Belaire-Franch, J. e Contreras, D., 2003. An assessment of international business cycle asymmetries using Clements and Krolzig's parametric approach. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 6, Berkeley Electronic Press, 6, re1.
- Beveridge, S. e Nelson, C., 1981. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of 'business cycle'. *Journal of Monetary Economics* 7, 151-174.
- Bodman, P., 2001. Steepness and deepness in the Australian macroeconomy. *Applied Economics* 33, 375-382.
- Boldin, M., 1999. Should policy makers worry about asymmetries in the business cycles? *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 3, 203-220.
- Cancelo, J. e Mourelle, E., 2005. Modeling cyclical asymmetries in GDP: international evidence. *Atlantic Economic Journal* 33, 297-309.
- Canova, F., 1998. Detrending and business cycles facts. *Journal of Monetary Economics* 41, 475-512.
- Chalkley, M. e Lee, I., 1998. Learning and asymmetric business cycles. Elsevier for the Society for Economic Dynamics, *Review of Economic Dynamics* 1, 623-645.
- Christiano, L. e Fitzgerald, T., 1999. The band pass filter. Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper 9906.
- Clark, P., Laxton, D., Rose, D., 1995. Asymmetry in the U.S. output-inflation nexus: Issues and evidence. IMF Working Papers 95/76, International Monetary Fund.
- Clements, M. e Krolzig, H., 2003. Business cycle asymmetries: Characterisation and testing based on Markov-Switching autoregressions. *Journal of Business and Economic Statistics* 21, 196-211.
- Coccia, M., 2010. The asymmetric path of Economic Long Waves. *Technological Forecasting & Social Change* 77, 730-738.
- DeLong, J. e Summers, L., 1986. Are business cycles symmetric? NBER Working Papers 1444, National Bureau of Economic Research, Inc.

- Falk, B., 1986. Further evidence on the asymmetric behavior of economic time series over the business cycle. The University of Chicago Press, *Journal of Political Economy* 94, 1096-1109.
- Gallegati, M., Gallegati, M., Polasek, W., 2004a. Business cycles characteristics of the Mediterranean area countries. Working Paper, Polytechnical University of Marche, Institute for Advanced Studies.
- Gallegati, M., Gallegati, M., Polasek, W., 2004b. Business cycle fluctuations in Mediterranean countries (1960-2000). *Emerging Markets Finance and Trade* 40, 28-47.
- Garcia, R. e Schaller H., 2002. Are the effects of monetary policy asymmetric? *Economic Inquiry* 40, 102-119.
- Gatti, D., Gallegati, M., Gallegati, M., 2005. On the nature and causes of business fluctuations in Italy, 1861-2000. Elsevier, *Explorations in Economic History* 42, 81-100.
- Hamilton, J., 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57, 357-384.
- Hansen, G. e Prescott, E., 2005. Capacity constraint, asymmetries and the business cycle. Elsevier for the Society for Economic Dynamics, *Review of Economic Dynamics* 8, 850-865.
- Harvey, A. e Jaeger, A., 1993. Detrending stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics* 8, 231-247.
- Ho, K., Tsui, A., Zhang, Z., 2009. Volatility dynamics of the US business cycle: A multivariate asymmetric GARCH approach. *Mathematics and Computers in Simulation* 79, 2856-2868.
- Hodrick, R. e Prescott, E., 1980. Post-War U.S. business cycles: An empirical investigation. Carnegie-Mellon University working paper.
- Ishikawa, T., 2004. Technology diffusion and business cycle asymmetry. DEGIT Conference Papers c009\_016.
- Jovanovic, B., 2004. Asymmetric Cycles. NBER Working Papers 10573, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Keynes, J., 1936. *The general theory of employment, interest and money*. New York: Harcourt, Brace.
- Knüppel, M., 2004. Testing for business cycles based on autoregressions with a Markov-switching intercept. Discussion Paper Series 1: Economic Studies 41/2004, Deutsche Bundesbank Research Center.
- Kocherlakota, N., 2000. Creating business cycles through credit constraint. Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review* 24, 2-10.
- Kontolemis, Z., 1997. Does growth vary over the business cycle? Some evidence from G7 countries. The London School of Economics and Political Science, *Economica* 64, 441-460.

- Kydland, F. e Prescott, E., 1990. Business cycles: real facts and monetary myth. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review 3-18.
- Laxton, D., Meredith, G., Rose, D., 1994. Asymmetric effects of economic activity on inflation: Evidence and policy implications. IMF Working Papers 94/139, International Monetary Fund.
- Li, S. e Dressler, S., 2011. Business cycle asymmetry via occasionally binding international borrowing constraints. Elsevier, Journal of Macroeconomics 33, 33-41.
- Magud, N., 2008. On asymmetric business cycles and the effectiveness of counter-cyclical fiscal policies. Elsevier, Journal of Macroeconomics 30, 885-905.
- Mayes, D. e Virén, M., 2004. Asymmetries in the Euro area economy. Research Discussion Papers 9/2004, Bank of Finland.
- McQueen, G. e Thorley, S., 1993. Asymmetric business cycle turning points. Journal of Monetary Economics 31, 341-362.
- Mills, T., 2007. Business cycle asymmetric and the duration dependence: an international perspective. Journal of Applied Statistics 28, 713-724.
- Mitchell, W., 1927. Business cycles: The problem and its setting. National Bureau of Economic Research, New York.
- Morley, J. e Piger, J., 2010. The asymmetric business cycle. *Working Paper* (disponível em [www.uoregon.edu](http://www.uoregon.edu)).
- Narayan, P. e Popp, S., 2009. Investigating business cycle asymmetry for the G7 countries: Evidence from over a century of data. Elsevier, International Review of Economics & Finance 18, 583-591.
- Neftçi, S., 1984. Are economic time series asymmetric over the business cycle? The University of Chicago Press, Journal of Political Economy 92, 307-328.
- Newey, W. e West, K., 1987. A simple positive semi-definite heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica 55, 703-708.
- Nieuwerburgh, S. e Veldkamp, L., 2006. Learning asymmetries in real business cycles. Elsevier, Journal of Monetary Economics 53, 753-772.
- Peel, D. e Speight, A., 1998. Threshold nonlinearities in output: some international evidence. Applied Economics 30, 323-333.
- Peiró, A., 2004. Are business cycles asymmetric? Some European evidence. Applied Economics 36, 335-342.
- Piselli, P., 2004. Business cycle non-linearities and productivity shocks. *Temi di discussione* (Economic Working Papers) 516, Bank of Italy, Economic Research Department.
- Ramsey, J. e Rothman, P., 1996. Time irreversibility and the business cycle asymmetry. Journal of Money, Credit and Banking 28, 1-21.
- Randles, R., Flinger, M., Policello, G., Wolfe, D., 1980. An asymptotically distribution-free test for symmetry versus asymmetry. Journal of the American Statistical Association 75, 168-172.

- Razzak, W., 1998. Business cycle asymmetries and the nominal exchange rate regimes. Discussion Paper Series G98/4, Reserve Bank of New Zealand.
- Razzak, W., 2001. Business cycle asymmetries: International evidence. Elsevier for the Society for Economic Dynamics, *Review of Economic Dynamics* 4, 230-243.
- Rebelo, S., 2005. Real business cycle models: past, present, and future. NBER Working Papers 11401, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Rossana, R. e Seater, J., 1995. Temporal aggregation and economic time series. *Journal of Business & Economics Statistics* 13, 441-451.
- Sensier, M., 2003. Inventories and asymmetric business cycle fluctuations in the UK: a structural approach. *Applied Economics* 35, 387-402.
- Shapiro, M. e Watson, M., 1989. Sources of business cycle fluctuations. NBER Working Papers 2589, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Sichel, D., 1993. Business cycle asymmetry: A deeper look. Oxford University Press, *Economic Inquiry* 31, 224-236.
- Simone, F. e Clarke, S., 2007. Asymmetry in business fluctuations: International evidence on Friedman's plucking model. Elsevier, *Journal of International Money and Finance* 26, 64-85.
- Tawadros, G., 2011. The stylised facts of Australia's business cycle. Elsevier, *Economic Modelling* 28, 549-556.
- Teles, V., Springer, P., Gomes, M., Paes, N., Cavalcanti, A., 2005. Ciclos económicos e métodos de filtragem: "Factos Estilizados" para o caso brasileiro. *Revista EconomiA* 6, 291-328.
- Verbrugge, R., 1997. Investigating cyclical asymmetries. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 2, 15-22.
- Verbrugge, R., 1998. A cross-country investigation of macroeconomic asymmetries. *Macroeconomics* 9809017, EconWPA.
- Zarnowitz, V. e Ozyildirim, A., 2006. Time series decomposition and the measurement of business cycles, trends and growth cycles. Elsevier, *Journal of Monetary Economics* 53, 1717-1739.

# Apêndices

## Apêndice A

Tabela A.1 - Intervalo temporal das séries

| Países                    | Período   | Número de Anos |
|---------------------------|-----------|----------------|
| Austrália                 | 1820-2008 | 189            |
| Chile                     |           |                |
| Dinamarca                 |           |                |
| França                    |           |                |
| Países Baixos             |           |                |
| Suécia                    |           |                |
| Grã-Bretanha              | 1830-2008 | 179            |
| Noruega                   |           |                |
| Bélgica                   | 1846-2008 | 163            |
| Suíça                     | 1850-2008 | 159            |
| Alemanha                  |           |                |
| Espanha                   |           |                |
| Finlândia                 | 1860-2008 | 149            |
| Portugal                  | 1865-2008 | 144            |
| Austria                   | 1870-2008 | 139            |
| Brasil                    |           |                |
| Canadá                    |           |                |
| Japão                     |           |                |
| Sri Lanka                 |           |                |
| Nova Zelândia             |           |                |
| Uruguai                   |           |                |
| Estados Unidos da América |           |                |



## Apêndice B

### Coeficiente de enviesamento<sup>1</sup>

O teste à assimetria *deepness* é obtido através do coeficiente de enviesamento:

$$D(c) = \left[ \left( \frac{1}{T} \right) \sum_t (c_t - \bar{c})^3 \right] / \sigma(c)^3 \quad (3)$$

Onde  $\bar{c}$  é a média de  $c_t$ ,  $\sigma(c)$  é o desvio-padrão de  $c_t$  e  $T$  é o tamanho da amostra. Para o cálculo do desvio-padrão construímos  $z_t$ , tal como consta na equação (4):

$$z_t = (c_t - \bar{c})^3 / \sigma(c)^3 \quad (4)$$

Onde  $c_t$  é a componente cíclica com  $t$  observações,  $\bar{c}$  é a média de  $c_t$  e  $\sigma(c)$  é o desvio-padrão de  $c_t$ . Definimos  $z_t = b + \varepsilon_t$ , onde  $b$  é a constante do modelo e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. A regressão da variável  $z_t$ , equação (4), em ordem à constante  $b$ , permite estimar a constante em relação ao teste convencional de *skewness*. O desvio-padrão é calculado através do procedimento Newey e West (1987). Esta técnica é consistente na presença de heterocedasticidade e de auto-correlação.

Para o teste à assimetria *steepness* utiliza-se o coeficiente de enviesamento  $\Delta c_t$ , tal como consta na equação (5):

$$ST(\Delta c_t) = \left[ \left( \frac{1}{T} \right) \sum_t (\Delta c_t - \overline{\Delta c_t})^3 \right] / \sigma(c)^3 \quad (5)$$

Onde,  $\overline{\Delta c_t}$  é a média e  $\sigma(c)$  é o desvio-padrão da amostra de  $\Delta c_t$ . O desvio-padrão é calculado como no teste à assimetria *deepness*, de acordo com a equação (4).

---

<sup>1</sup> Seguiu-se de perto: Sichel (1993) e Sensier (2003).



## Apêndice C

### Teste *Triples*<sup>2</sup>

Um *triple* das observações  $X_i, X_j, X_k$  é um *right triple* se a observação do meio está mais perto da observação menor do que da maior, sendo que  $1 \leq i, j, k \leq N$ .

Considerando,

$$f^*(X_i, X_j, X_k) = \frac{1}{3} [\text{sign}(X_i + X_j - 2X_k) + \text{sign}(X_i + X_k - 2X_j) + \text{sign}(X_j + X_k - 2X_i)], \quad (6)$$

Onde o  $\text{sign}(u) = -1, 0$  ou  $1$ , quando o  $u <, =, \text{ou} > 0$ . A função varia entre  $\{-\frac{1}{3}; 0; \frac{1}{3}\}$ ; sendo que um *triple* direito ocorre se  $f^*(X_i, X_j, X_k) = \frac{1}{3}$  e um *triple* esquerdo se  $f^*(X_i, X_j, X_k) = -\frac{1}{3}$ . No caso de  $f^*(X_i, X_j, X_k) = 0$ , não se pode afirmar que haja enviesamento à esquerda ou à direita.

A estatística do teste *triples* é o  $U$  estatístico, dado por,

$$\frac{\hat{\eta} - \eta}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{\hat{\eta}}^2}{N}}}, \quad (7)$$

Que está distribuído entre  $N(0,1)$  e deriva da seguinte fórmula:

$$\hat{\eta} = \binom{N}{3}^{-1} \sum_{i < j < k} f^*(X_i, X_j, X_k), \quad (8)$$

De modo que,

$$\hat{\eta} = \frac{\text{número "triples direitos"} - \text{número de "triples esquerdos"}}{3 \binom{N}{3}} \quad (9)$$

com,

$$\text{Var}(\hat{\eta}) = \hat{\sigma}_{\hat{\eta}}^2 / N = \binom{N}{3}^{-1} \sum_{c=1}^3 \binom{3}{c} \binom{N-3}{3-c} \hat{\zeta}_c \quad (10)$$

Onde,

$$\hat{\zeta}_1 = \binom{1}{N} \sum_{i=1}^N (f_1^*(X_i) - \hat{\eta})^2, \text{ com } f_1^*(X_i) = \frac{1}{\binom{N-1}{2}} \sum_{\substack{j < k \\ i \neq j \neq k}} f^*(X_i, X_j, X_k), \quad (11)$$

<sup>2</sup> Seguiu-se de perto: Randles *et al.* (1980); Verbrugge (1997); e Razzak (2001).

$$\hat{\zeta}_2 = \frac{1}{\binom{N}{2}} \sum_{j < k} \sum (f^*(X_j, X_k) - \hat{\eta})^2, \text{ com } f_2^*(X_j, X_k) = \frac{1}{(N-2)} \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j \neq k}} f(X_i, X_j, X_k) \quad (12)$$

e,

$$\hat{\zeta}_3 = \frac{1}{9} - \hat{\eta}^2 \quad (13)$$

O teste que utilizamos considera que hipótese nula é  $H_0 : \eta = 0$  e a hipótese alternativa é  $H_1 : \eta \neq 0$ . A distribuição assintótica do teste estatístico segue a lei normal, logo o valor crítico convencional pode ser usado (e.g. Verbrugge, 1997; Bodman, 2001; e Razzak, 2001).

## Apêndice D

Tabela A.2 - Teste do coeficiente de enviesamento para os EUA, com dados trimestrais

| País | <i>Deepness</i> |                      |            | <i>Steepness</i> |                      |            |
|------|-----------------|----------------------|------------|------------------|----------------------|------------|
|      | D(c)            | Asymptotic Std. Err. | p-value    | ST( $\Delta c$ ) | Asymptotic Std. Err. | p-value    |
| USA  | -0.59004        | 0.286165700          | 0.04037574 | -0.13888         | 2.04167171           | 0.00000071 |

Nota: PIB real corresponde ao Real Gross Domestic Product (1947:01-2011:02) - Seasonally Adjusted Annual Rate - Billions of Chained 2005 Dollars, disponível em FRED Economic Data/St. Louis FED (<http://stlouisfed.org/>), acedido em 14/10/2011. O PIB real foi logaritmicado e normalizado em relação ao primeiro ano da amostra. No teste à assimetria *deepness*, a tendência foi estimada através do filtro HP, com um parâmetro de alisamento  $\lambda = 1600$ . O nível de significância de p-value é unicaudal, onde a  $H_0: D(c) = 0$  ou  $ST(\Delta c) = 0$ .

Tabela A.3 - Teste *triples* para os EUA, com dados trimestrais

| País | <i>Deepness</i> |          |            | <i>Steepness</i> |          |         |
|------|-----------------|----------|------------|------------------|----------|---------|
|      | $\eta$          | U        | p-value    | $\eta$           | U        | p-value |
| USA  | -0,03412        | -3,32710 | 0,00087754 | -0,000762474     | -0,06829 | 0,94556 |

Nota: PIB real corresponde ao Real Gross Domestic Product (1947:01-2011:02)- Seasonally Adjusted Annual Rate - Billions of Chained 2005 Dollars, disponível em FRED Economic Data/St. Louis FED (<http://stlouisfed.org/>), acedido em 14/10/2011. O PIB real foi logaritmicado e normalizado em relação ao primeiro ano da amostra. No teste à assimetria *deepness*, a tendência foi estimada através do filtro HP, com um parâmetro de alisamento  $\lambda = 1600$ . O teste estatístico do *triples* é U, que é assintoticamente normal e o p-value está distribuídos em  $N(0,1)$ . A hipótese nula  $H_0$  é simetria; e a hipótese alternativa,  $H_1$  é assimetria.



Apêndice E

Tabela A.4 - Duração e amplitude das fases do ciclo (primeiras diferenças)

| País | Duração   |          | Amplitude |          |
|------|-----------|----------|-----------|----------|
|      | Contração | Expansão | Contração | Expansão |
| AUS  | 1.69697   | 4.00000  | 0.19320   | 0.24174  |
| AUT  | 1.65000   | 5.25000  | 0.17231   | 0.27153  |
| BEL  | 1.34783   | 5.69565  | 0.08200   | 0.20026  |
| BRA  | 1.77273   | 4.50000  | 0.12443   | 0.19818  |
| CAN  | 1.75000   | 5.15000  | 0.14434   | 0.28397  |
| CHE  | 1.68750   | 3.25000  | 0.13240   | 0.19426  |
| CHL  | 1.47368   | 3.47368  | 0.14382   | 0.26541  |
| DEU  | 1.56522   | 5.30435  | 0.16161   | 0.37331  |
| DNK  | 1.28571   | 4.08571  | 0.07412   | 0.19861  |
| ESP  | 1.69231   | 4.38462  | 0.11834   | 0.22574  |
| FIN  | 2.00000   | 6.22222  | 0.14302   | 0.27605  |
| FRA  | 1.41026   | 3.41026  | 0.14783   | 0.19614  |
| GBR  | 1.74074   | 4.85185  | 0.06765   | 0.14814  |
| ITA  | 1.52000   | 4.36000  | 0.15028   | 0.20468  |
| JPN  | 1.36000   | 4.16000  | 0.13589   | 0.21301  |
| LKA  | 1.75000   | 3.17857  | 0.13019   | 0.15657  |
| NLD  | 1.71429   | 5.00000  | 0.14680   | 0.18689  |
| NOR  | 1.50000   | 5.91667  | 0.08105   | 0.23287  |
| NZL  | 1.51515   | 2.66667  | 0.09706   | 0.16595  |
| PRT  | 1.42857   | 3.67857  | 0.09551   | 0.21976  |
| SWE  | 1.45455   | 4.24242  | 0.08229   | 0.19612  |
| URY  | 1.58621   | 3.17241  | 0.22491   | 0.33693  |
| USA  | 1.39286   | 3.53571  | 0.09997   | 0.17839  |

Nota: O método de cálculo baseia-se no método utilizado por Gallegati *et al.* (2004a) e Gallegati *et al.* (2004b). O cálculo do número médio de anos, que dura uma fase de contração é  $DUR_{con} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t}{\sum_{t=1}^T (1-S_{t+1})S_t}$ , e uma fase de expansão  $DUR_{exp} = \frac{\sum_{t=1}^T (1-S_t)}{\sum_{t=1}^T (1-S_{t+1})S_t}$ . Onde,  $S_t$  é igual a 1 nos períodos de contração, ou seja, declínio e é igual a zero nos períodos de expansão. A amplitude média define o valor absoluto que vai desde o pico ao vale (ou vice versa) calcula-se através de  $AMP_{con} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t(PT_t)}{\sum_{t=1}^T (1-S_{t+1})S_t}$ , para as fases de contração, e  $AMP_{exp} = \frac{\sum_{t=1}^T (1-S_t)(TP_t)}{\sum_{t=1}^T (1-S_{t+1})S_t}$ , no caso das fases de expansão. Onde,  $PT_t$  e  $TP_t$  mede a distância entre picos e vales do ciclo (e vice-versa), em percentagem. O PIB real *per capita* foi logaritimizado e normalizado em relação ao primeiro ano da amostra disponível.

Tabela A.5 - Duração e amplitude das fases do ciclo (componente cíclica)

| País | Duração   |          | Amplitude |          |
|------|-----------|----------|-----------|----------|
|      | Contração | Expansão | Contração | Expansão |
| AUS  | 2.81250   | 3.09375  | 0.17163   | 0.14601  |
| AUT  | 3.09091   | 3.22727  | 0.21373   | 0.17071  |
| BEL  | 3.60870   | 3.47826  | 0.10335   | 0.11793  |
| BRA  | 3.19048   | 3.42857  | 0.10267   | 0.13219  |
| CAN  | 3.52632   | 3.78947  | 0.21454   | 0.13222  |
| CHE  | 3.11538   | 3.00000  | 0.17324   | 0.13120  |
| CHL  | 2.70588   | 2.85294  | 0.16378   | 0.15402  |
| DEU  | 3.08696   | 3.82609  | 0.16170   | 0.14943  |
| DNK  | 2.58333   | 2.66667  | 0.08230   | 0.07599  |
| ESP  | 3.00000   | 3.91304  | 0.15264   | 0.15528  |
| FIN  | 3.19048   | 3.90476  | 0.13346   | 0.14924  |
| FRA  | 2.76471   | 2.79412  | 0.18207   | 0.18728  |
| GBR  | 3.33333   | 3.29630  | 0.10942   | 0.07723  |
| ITA  | 3.33333   | 2.83333  | 0.16971   | 0.10965  |
| JPN  | 3.40909   | 2.90909  | 0.23661   | 0.16426  |
| LKA  | 3.63158   | 3.68421  | 0.18635   | 0.16982  |
| NLD  | 3.03571   | 3.71429  | 0.16707   | 0.21403  |
| NOR  | 3.70833   | 3.75000  | 0.16365   | 0.13682  |
| NZL  | 2.48148   | 2.66667  | 0.14857   | 0.14253  |
| PRT  | 3.13043   | 3.13043  | 0.10366   | 0.11700  |
| SWE  | 3.03333   | 3.26667  | 0.12434   | 0.11854  |
| URY  | 3.20000   | 3.75000  | 0.23553   | 0.20131  |
| USA  | 2.95652   | 3.08696  | 0.19104   | 0.13663  |

Nota: O método de cálculo baseia-se no método utilizado por Gallegati *et al.* (2004a) e Gallegati *et al.* (2004b). O cálculo do número médio de anos, que dura uma fase de contração é  $DUR_{con} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t}{\sum_{t=1}^T (1-S_{t+1})S_t}$ , e uma fase de expansão  $DUR_{exp} = \frac{\sum_{t=1}^T (1-S_t)}{\sum_{t=1}^T (1-S_{t+1})S_t}$ . Onde,  $S_t$  é igual a 1 nos períodos de contração, ou seja, declínio e é igual a zero nos períodos de expansão. A amplitude média define o valor absoluto que vai desde o pico ao vale (ou vice versa) calcula-se através de  $AMP_{con} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t (PT_t)}{\sum_{t=1}^T (1-S_{t+1})S_t}$ , para as fases de contração, e  $AMP_{exp} = \frac{\sum_{t=1}^T (1-S_t)(TP_t)}{\sum_{t=1}^T (1-S_{t+1})S_t}$ , no caso das fases de expansão. Onde,  $PT_t$  e  $TP_t$  mede a distância entre picos e vales do ciclo (e vice-versa), em percentagem. O PIB real *per capita* foi logaritimizado e normalizado em relação ao primeiro ano da amostra disponível. No teste à assimetria *deepness*, a tendência foi estimada através do filtro HP, com um parâmetro de alisamento  $\lambda = 100$ .