UNIVERSIDADE DO PORTO
FACULDADE DE ECONOMIA

Os Ciclos Políticos e Económicos nas Despesas Públicas Correntes em Portugal

Dissertação para a obtenção do grau de Mestre em Economia

Celsa Maria de Carvalho Machado

Porto

Outubro 1997

Agradecimentos

Por diferentes razões a muitos se fica a dever este trabalho. Quero aqui agradecer-lhes.

Ao Professor Álvaro Aguiar a sábia, paciente e sempre disponível orientação que emprestou a este trabalho. As suas sugestões e comentários foram um contributo imprescindível e inestimável sem os quais me teria sido difícil vencer a inércia, mas foram, sobretudo, a surpresa de refazer linhas de antigas discussões iniciadas como colegas na mesma Faculdade, linhas de que se tece a trama dos ciclos (também aqui!) de uma geração.

Aos Professores Augusto Santos Silva e Manuel Mendes de Oliveira com os quais troquei impressões que se revelaram importantes para clarificar ideias.

Aos amigos António Osório e José Varejão a disponibilidade demonstrada sempre que dela necessitei.

Aos colegas e amigos Manuel António Mota Freitas, Aurora Teixeira, Abraão Silva, Maia Marques e José Manuel Cruz a cedência de parte da bibliografia.

À Drª Emília Saleiro do INE o apoio na obtenção de dados estatísticos.

A todos os que trabalham nas bibliotecas da Faculdade de Economia do Porto e do Instituto Superior de Contabilidade e Administração do Porto o apoio e presteza com que sempre atenderam as minhas solicitações bibliográficas.

Ao Gil os ciclos da capa e a subtil ironia dos separadores.

À família a operacionalização dos tempos e espaços.

À Francisca e ao Guilherme a alegria teimosa de viver. Ao Sílvio também a(s) palavra(s).

Resumo

O objectivo desta dissertação é testar a influência dos ciclos políticos e económicos no comportamento cíclico de diversas componentes das despesas correntes do sector público administrativo português. Três diferentes métodos de decomposição das séries em tendência e ciclo foram aplicados: o de Hodrick e Prescott; o de Beveridge e Nelson; e um terceiro, assente na hipótese de as séries possuírem tendência determinística com quebra calculada endogenamente, tal como propõem Zivot e Andrews.

Tendo-se preferido as componentes cíclicas obtidas por aplicação do filtro de Hodrick e Prescott, foram efectuadas regressões, inicialmente para o período total da amostra, 1957-1996, e, posteriormente, para cada um dos seus segmentos 1957-1973 e 1976-1996. Obviamente este último sub-período é o relevante para testar as hipóteses dos políticos serem movidos por interesses eleitoralistas e/ou ideológico-partidários.

Os resultados não confirmaram a existência de ciclos eleitorais de tipo oportunístico nas despesas públicas correntes em Portugal, sugerindo que os políticos se encontram, de algum modo, constrangidos pela racionalidade dos eleitores. O receio de serem penalizados poderá, antes, tê-los induzido a sinalizar positivamente o investimento público. Muitas outras razões justificarão estes resultados que são conformes, aliás, aos de muitos outros estudos.

As variáveis políticas representativas dos governos de esquerda e dos de maioria relativa foram as únicas cujos coeficientes obtiveram expressividade estatística e, apenas, para as transferências. Contrariamente ao postulado pela literatura dos ciclos partidários, os governos de esquerda em Portugal marcaram negativamente o ciclo das transferências.

O ciclo do produto não imprimiu um comportamento anti-cíclico às despesas públicas. A assimetria no política económica é uma possível explicação e, ao ser especificada e estimada esta hipótese, obteve alguma confirmação para as transferências e conjunto das despesas correntes, ainda que não significativa estatisticamente.

Sumário

Índice de quadros

Índice de gráficos

1

INTRODUÇÃO

Introdução

A intervenção do Estado na economia, e, mais concretamente, a dimensão relativa dos sectores público e privado, é questão antiga que se tem revelado imbricada numa outra, a da eficácia da acção do Estado.

Esta relação tem enviesado a pesquisa, realizada no âmbito da teoria macroeconómica, no sentido do estudo da influência da política fiscal, em especial dos défices e da dívida pública, nos resultados económicos. Além do mais, a forma como tradicionalmente a literatura macroeconómica aborda a intervenção do Estado reflecte uma concepção instrumental do mesmo. Mais do que explicar o que os governos efectivamente fazem, prescreve regras de comportamento, definindo quais as melhores políticas a implementar. Em grande parte dos modelos macroeconómicos, as variáveis de política económica, em particular de política orçamental, são exógenas. Como muito bem alega Dixit (1996, p. 8-9), esta abordagem normativa assume implicitamente que, uma vez encontrada e recomendada a política que maximiza ou incrementa o bem estar social, ela será implementada tal como foi pensada e que os efeitos produzidos serão os desejados.

A presunção de que este árbitro benevolente não existe e que a política económica, e a orçamental em particular, é o resultado de um processo político onde se confrontam os interesses específicos dos eleitores, políticos e funcionários públicos é o ponto de partida para uma análise que se pretende positiva, por contraponto com a anterior. Apesar deste avanço substancial em relação à forma de conceber o processo de realização da política económica, os juízos de valor modelaram frequentemente este discurso, passando a utilizar-se como argumento as dificuldades inerentes ao processo político de decisão para dirimir a favor do mercado, sobrelevando as falhas da intervenção pública.

A tradicional dicotomia Mercado *versus* Estado tem, muitas vezes, marcado o debate académico e político, partindo de concepções idealizadas de um e outro dos sectores, ainda que as falhas sejam imputáveis a ambos, como hoje reconhecidamente se admite.

A literatura macroeconómica reflectiu também, especialmente através dos modelos político-económicos, a endogeneização das decisões sobre a despesa pública. Estes modelos expandiram mesmo a influência do processo político na condução da política orçamental à explicação das componentes crescimento (em intersecção com as teorias de crescimento endógeno) e cíclica do produto. No primeiro caso, a instabilidade política, o tipo de regime (democrático ou ditatorial) e a distribuição desigual de rendimentos condicionariam a política fiscal efectivamente prosseguida pelos governos e, consequentemente, o crescimento económico (Easterley e Rebelo, 1993; Alesina e Perotti, 1994 e 1996). No segundo, os modelos dos ciclos políticos enfatizam as motivações eleitoralistas e ideológico-partidárias no exercício da política económica e o seu impacto no ciclo económico. Mesmo os que admitem um comportamento racional dos agentes económicos e que, por isso, minimizam os efeitos dos ciclos políticos no comportamento cíclico do produto e do desemprego esperam que estes efeitos se façam sentir em comportamentos cíclicos das variáveis fiscais.

Ora, o objectivo desta dissertação é avaliar a intensidade com que a ocorrência de ciclos políticos se reflectiu nas despesas correntes do sector público administrativo português. Porém, muitos são os factores que marcaram a evolução histórica destas despesas. E assim, a estimação econométrica das despesas públicas através de um modelo que apenas contemplasse as variáveis explicativas destacadas pela literatura dos ciclos políticos padeceria dos problemas típicos da incorrecta especificação, por omissão de variáveis relevantes. Por outro lado, não existe qualquer modelo teórico que integre consistentemente todos os factores realçados pelas diferentes abordagens que pretendem explicar o crescimento da intervenção pública que se materializa em despesa. Os estudos empíricos que pretendem escapar a modelos mono-causais realizam-se, em geral, sobre modelos

eclécticos em que as diferentes contribuições explicativas são integradas aditivamente. Do mesmo modo, as interacções entre o curto e o longo prazo não são contempladas nestes modelos.

Entre estas duas opções, que não configuram caminhos óptimos para a realização do trabalho empírico, ousaremos então ensaiar um terceiro. Seguindo uma metodologia análoga à classicamente acolhida na literatura macroeconómica ao distinguir, na evolução do produto, o longo prazo – sendo a sua análise remetida para a teoria do crescimento – da flutuação conjuntural ou cíclica, tentaremos reflectir, nas componentes secular e cíclica das despesas públicas, como se de dois objectos teóricos distintos se tratassem. Temos, porém, bem presente a noção de que esta fractura artificialmente admitida é susceptível de reparo e prefigura, em si mesma, uma limitação. Menor do que as que estão presentes nas outras metodologias? Esta é uma questão sobre a qual não temos pretensão de ajuizar, quisemos tão só e pragmaticamente experimentar esta hipótese de trabalho.

Feita esta separação teórica entre a tendência e o ciclo, foi-nos necessário esclarecer quais os factores mais susceptíveis de influenciar uma e outra componente das despesas públicas. A revisão das principais teses explicativas da evolução das despesas públicas será marcada por esta necessidade. Diferentemente de outras sistematizações que organizam e estruturam as diversas contribuições explicativas em torno da concepção do Estado que implícita ou explicitamente lhes subjaz (Delorme e André, 1983) ou da clássica separação procura/oferta (Lybeck, 1986), tentaremos ordená-las consoante os factores que elas realçam sejam mais vocacionados para explicar a componente secular das despesas públicas ou a sua flutuação conjuntural.

O capítulo que abordará esta temática reflecte no seu título esta preocupação. Os contributos de Wagner e de Alesina sublinham-na. Efectivamente, como teremos ocasião de referir, cabem a Wagner as primeiras teorizações sobre a expansão da actividade do Estado onde se realça a importância dos factores estruturais. Por seu turno, Alesina é um dos responsáveis pelo especial alento recentemente imprimido à literatura dos ciclos políticos, num contexto de

expectativas racionais. Como já o afirmámos, este conjunto de teorias prognostica um comportamento cíclico para as variáveis fiscais.

Desta forma, reveremos especialmente modelos que pertencem ao núcleo duro da corrente da escolha pública – os modelos do eleitor mediano, dos grupos de interesse e da burocracia – a fim de destacar as variáveis que marcarão essencialmente o percurso de longo prazo das despesas públicas[1]. Nesta primeira secção iniciada com os contributos de Wagner caberão também abordagens menos formais.

A parte deste capítulo, onde serão distinguidas as variáveis capazes de imprimirem uma trajectória cíclica às despesas públicas, iniciar-se-á com as contribuições dos modelos dos ciclos políticos. A estas serão ainda adicionadas as representativas do ciclo económico por via da sua influência nas políticas de estabilização activa e automática. A circunscrição dos factores passíveis de influenciar as flutuações conjunturais das despesas públicas a este grupo de variáveis políticas e económicas permitir-nos-à, mais tarde, especificar e estimar um modelo que contemple apenas estas variáveis.

Porém, a ausência de um modelo económico que nos permita efectuar a decomposição das despesas públicas nas suas componentes tendência e ciclo obrigar-nos-á, no terceiro capítulo, a estimá-las por métodos meramente estatísticos. As limitações que daí advêm induzir-nos-ão a utilizar diversas metodologias de decomposição com a finalidade de elucidar qual a que melhor se adequa aos pressupostos da nossa análise. A descrição estilizada da evolução das despesas do sector público português para o período de 1953-1996 constitui uma primeira parte deste capítulo.

[1] A inserção destes modelos nesta secção não significa que eles sejam exclusivamente competentes para explicar o crescimento das despesas públicas. Do mesmo modo, como teremos oportunidade de referir, os modelos dos ciclos políticos, que realçam a importância das preferências dos políticos na decisão sobre a "coisa" pública, destacam variáveis que prioritariamente exercerão influência na componente transitória das despesas públicas, mas que também contribuem para explicar a sua evolução de longo prazo.

No quarto capítulo proceder-se-á então à definição das variáveis relevantes para explicar o ciclo das despesas públicas e, finalmente, estimar-se-á o modelo, que será naturalmente mais adequado ao período posterior a 25 de Abril de 1974.

Acreditamos que o curto período de vivência em regime democrático haverá de ter condicionado especificamente a política orçamental em Portugal. Se é de esperar que os políticos portugueses tivessem retirado algum proveito nas urnas da implementação de políticas expansionistas antes das eleições, quanto mais não seja pela inexperiência de eleitores e políticos, é preciso não esquecer que muitas reformas estruturais se impuseram como conquistas "naturais" do regime democrático e que, necessariamente, afectaram de forma drástica as despesas sociais. Assim, a visibilidade de eventuais políticas oportunísticas nas despesas públicas correntes será muito marginal, até porque os aumentos radicais do défice e da dívida pública entretanto ocorridos terão com certeza constrangido em sentido oposto os nossos políticos, especialmente com a adesão à UE.

Outros factores se conjugam para esperarmos resultados não concordantes com os prognosticados pela literatura teórica dos ciclos políticos. No espectro político português, a fractura esquerda-direita que os dois maiores partidos, PS e PSD, personalizam ocorre mais ao nível dos valores do que das políticas. Aliás, suspeitamos que os governos liderados pelo PS tenham implementado políticas mais restritivas do que os de direita, contrariamente ao que postula a literatura dos ciclos partidários.

2

DE WAGNER A ALESINA

2.1 – Introdução

Neste capítulo faremos uma breve incursão pelas principais teses que se apresentam a explicar o crescimento das despesas públicas. De entre as recensões que existem sobre o assunto destacamos especialmente as elaboradas por Delorme e André (1983) e Lybeck (1986), que consubstanciam pontos de vista distintos na organização dessas teses.

A sistematização dessas mesmas teses que aqui será presente espelha, também ela, uma perspectiva particular. Semelhantemente a alguma tradição macroeconómica de separação dos contextos de crescimento e de flutuação do produto, admitiremos também essa fractura artificial na evolução das despesas públicas. Como se de dois objectos teóricos distintos se tratasse, tentaremos dilucidar quais os factores relevantes para explicar o crescimento de longo de prazo das despesas públicas e quais os que, eventualmente, poderão imprimir-lhe uma trajectória cíclica.

As limitações inerentes a esta metodologia já anteriormente foram sublinhadas, razão pela qual nos dispensamos de agora as replicar. Recordamos, então, que sendo o objectivo desta dissertação testar econometricamente a influência dos ciclos políticos nas despesas públicas correntes, daremos particular ênfase a esta literatura, para a qual Alesina tem contribuído tão proficuamente. Aliás, as variáveis por ela destacada, conjuntamente com as representativas do ciclo económico, serão as variáveis que haveremos de realçar na explicação de um eventual comportamento cíclico das despesas públicas. Isto mesmo daremos conta na segunda parte deste capítulo.

No ponto seguinte começaremos por apresentar as contribuições que julgamos significativas para explicar o crescimento de longo prazo das despesas públicas. Esta sistematização será realizada expandindo o modelo do eleitor

mediano de forma a destacarmos os factores que influenciam as despesas públicas em prazos mais longos. As prestações empíricas desses factores em alguns trabalhos recentes serão igualmente revistas.

2.2 – O crescimento das despesas públicas: de Wagner...

2.2.1 – A lei de Wagner

Uma das referências clássicas dos estudos sobre o crescimento das despesas públicas é a lei de Wagner. A interpretação dos termos em que Adolph Wagner (1835-1917) previu o crescimento das actividades do sector público é objecto de vários estudos que reflectem pontos de vista pouco consensuais.

Na realidade, a "lei da expansão crescente da actividade pública e, em particular, da actividade do Estado" remete para factores "estruturais", para modificações na estrutura económica e social da sociedade a explicação daquela expansão. A crescente industrialização e urbanização "obrigariam" a uma crescente intervenção pública no sentido de proteger e regular sociedades economicamente mais complexas e socialmente mais conflitantes; o progresso social induziria uma preocupação crescente com uma distribuição mais equitativa dos recursos, com particular incidência nos serviços culturais e relacionados com o bem-estar social; algumas das indústrias emergentes necessitariam de investimentos infra-estruturais avultados, que, caso fossem suportados pelo sector privado, originariam estruturas de mercado monopolistas. Se e quando este tipo de factores dão lugar ao crescimento das despesas públicas e se este crescimento deve ser entendido em termos absolutos ou relativos, a preços correntes ou a preços constantes, *per capita* ou não, são algumas das questões sobre as quais os investigadores divergem.

De facto, não é certo que estes factores justifiquem o crescimento das despesas públicas. Outras formas de intervenção pública, como a actividade reguladora, as empresas públicas ou os incentivos fiscais, poderiam ser resposta. Apesar disso, a maioria dos estudos que testa a verificação da lei de Wagner apenas tem em conta a evolução das despesas públicas totais, nem sequer as

desagregando nas componentes que, na linguagem actual, corresponderiam aos factores enunciados: serviços públicos gerais, despesas com a educação, cultura e acção social, investimento público.

Alguns autores circunscrevem a verificação desta lei à industrialização, enquanto período historicamente considerado. Em análises temporais apenas se deveria ter em conta esse período, e em análises seccionais dever-se-iam eliminar os países pré- e pós-industriais. B. P. Herber e R. M. Bird argumentam nesse sentido. Estes autores acreditam, aliás, que o crescimento das despesas públicas predito por Wagner deve ser entendido em termos relativos, isto é, em percentagem do rendimento nacional, e não apenas em termos absolutos. Numa clara analogia com a teoria microeconómica do consumo, classificam-se de bens superiores, com elasticidade rendimento superior à unidade, os bens e serviços cuja produção incumbiria "naturalmente" ao Estado, dos quais a educação seria exemplo paradigmático. A circularidade do raciocínio é óbvia: classificam-se alguns serviços públicos de bens superiores por possuírem elasticidade rendimento superior a um e postula-se o crescimento relativo das despesas públicas por incluírem bens de consumo superiores[1]. A inexistência de uma teoria da procura colectiva é uma dificuldade conceptual quando se fala em procura de serviços públicos e se postula uma procura rendimento elástica. A comparação com bens de consumo privados substitutos não é alternativa efectiva.

[1] Para uma recensão dos trabalhos de Herber e Bird, veja-se, entre outros, Gemmell (1995). A analogia com a teoria microeconómica do consumo seria ainda mais óbvia se aceitássemos a interpretação que de Herber faz Albano Santos (1986). Ou seja, segundo este autor, Herber antevê o declínio do peso relativo das despesas públicas nas fases de desenvolvimento económico pré- e pós-industrial. Na primeira porque, prioritariamente, as sociedades afectam os seus recursos à produção de bens de consumo básicos produzidos privadamente, na segunda devido a uma preferência cultural pela actividade de mercado após a saturação da procura de bens fornecidos com vantagem pelo sector público. É assim estabelecido um ciclo para a procura dos serviços públicos semelhante ao dos bens de consumo privado – quando os rendimentos são baixos um aumento do rendimento traduz-se num pequeno acréscimo da procura de certos bens porque existem necessidades básicas a satisfazer, mas à medida que aquele continua a aumentar e que um dado patamar é atingido, a procura cresce mais que proporcionalmente (bens superiores), passando a aumentar menos que proporcionalmente (bens de primeira necessidade) ou mesmo a diminuir (bens inferiores) quando se ultrapassa determinado nível de rendimento e este continua a aumentar.

Apesar de reconhecerem as limitações da lei de Wagner para explicar o crescimento das despesas públicas, os estudos sobre a sua verificação e os termos em que deve ser testada continuam a proliferar. Dessas limitações falar-se-á mais adiante, das propostas que alguns dos trabalhos mais recentes[2] fazem, dar-se-á conta de imediato.

Estes trabalhos mais recentes revelam ainda conflitos adicionais, entre si e com outros estudos, quanto à forma como aquela lei deve ser interpretada e testada. Nomeadamente, a propósito da introdução de outras variáveis explicativas nas regressões, para além do rendimento e população; acerca da estimação da elasticidade rendimento das despesas públicas deflacionadas pelo índice de preços respectivo; da consideração do rendimento permanente ao invés do efectivo, nas regressões; do uso de técnicas mais sofisticadas de estimação, tendo em atenção a possibilidade das séries não serem estacionárias e usando-se, nessa hipótese, a cointegração e, adicionalmente, testes de causalidade para averiguar do sentido da mesma; enfim, a respeito da realização de testes sobre as restrições convencionais.

Enquanto Henrekson e Oxley testam a verificação da lei de Wagner, respectivamente para a Suécia (1861-1990) e Inglaterra (1870-1913), tendo em atenção a possível não estacionaridade das variáveis, mas usando apenas como regressores o rendimento real *per capita* (Henrekson) ou o rendimento e população (Oxley), outros investigadores introduzem variáveis explicativas adicionais por considerarem que a má especificação das equações produziria estimativas enviesadas. Por essa razão, Norman Gemmell (1990b) incorpora o preço relativo como variável adicional explicativa da evolução do consumo público real nas suas análises transversais e temporais para 117 países no período de 1960-1985, enquanto Courakis *et al.* adicionam, ainda, variáveis relacionadas com a estabilização e com factores sócio-políticos, na análise que fazem para Portugal e Grécia da evolução das despesas públicas reais desagregadas (consumo público,

[2] Os trabalhos que irão ser referidos mais em pormenor são os de Henrekson (1993), Gemmell (1990b e 1995), Oxley (1994) e Courakis, Roque e Tridimas (1990).

transferências e investimento público) no período de 1958-1985. Se, à primeira metodologia, seria lógico imputar a deficiência de as estimativas obtidas para a elasticidade rendimento serem enviesadas por captarem os efeitos de todas as outras determinantes eventualmente relevantes, a metodologia que incorpore todas as variáveis "plausíveis" sem modelização *a priori* é também susceptível de crítica. Esta é uma das limitações que porventura se poderiam associar às abordagens que Delorme e André (1983) designam por "determinantes", onde não existem modelos teóricos articulados de partida e as variáveis significativas são escolhidas de acordo com critérios estatísticos. Estes autores incluem, aliás, a lei de Wagner neste tipo de abordagens.

Significativamente, dos quatros estudos empíricos aqui recenseados, apenas um, o de Oxley, conclui pela "verificação" da lei de Wagner, na Inglaterra e no período compreendido entre 1870 e 1913. Henrekson descobre nela uma "relação espúria". Gemmell somente encontrou suporte para um valor da elasticidade rendimento do consumo público a preços constantes superior à unidade em 7% dos 117 países que constituem a sua amostra, enquanto que para Courakis *et al.* apenas as transferências, na Grécia, e o consumo público, em Portugal, revelaram reagir mais que proporcionalmente ao rendimento.

A existência de simultaneidade é também uma fonte de enviesamento das estimativas dos coeficientes do rendimento que alguns estudos empíricos não têm em conta. Se Oxley encontrou evidência de causalidade uni-direccional no sentido do rendimento para as despesas públicas, já Ahsan *et al.* (1989), nos testes de causalidade que efectuaram entre o consumo público e o rendimento nacional de 24 países da OCDE, concluíram pela predominância da bi-direccionalidade (11 dos países, entre os quais Portugal).

O que se poderia acrescentar sobre os problemas teóricos de interpretação e estimação da lei de Wagner, assim como a sua evidência empírica, seria tarefa imensa e com poucos benefícios adicionais. Algumas das suas limitações já foram apontadas. A inexistência de um modelo teórico de partida é talvez uma das mais relevantes. Outra, decorre da característica de ser uma lei a verificar-se em todos

os países e em todo o período em que decorre o processo de industrialização. De facto, em muitos países o crescimento do peso das despesas públicas no produto é um fenómeno posterior à Segunda Guerra Mundial, com particular incidência no período que correspondeu a uma deterioração dos resultados económicos. Aliás, uma das limitações suplementares daquela lei é a de pressupor uma acomodação passiva do Estado à procura acrescida dos serviços que "naturalmente" lhe incumbiriam produzir à medida que se desenrola o processo de industrialização e, concomitantemente, o progresso social[3].

2.2.1.1 – A lei de Wagner noutras abordagens

Consciente de que a acção do Estado resulta da prossecução activa de interesses não apenas dos cidadãos-eleitores, mas também dos específicos interesses dos ramos administrativo e político do governo, a corrente da escolha pública propõe-se ser alternativa capaz de modelizar o mercado político, expandindo os raciocínios económicos aos comportamentos individuais e institucionais. Os pressupostos em que esta abordagem assenta permitem, ao postular o eleitor mediano como eleitor relevante para os decisores públicos, a dedução de uma função procura dos bens e serviços fornecidos publicamente onde é possível integrar algumas das variáveis "wagnerianas". A lei de Wagner, a "lei da expansão crescente da actividade pública", toma, no contexto desta corrente, um outro sentido. Os factores estruturais que justificariam a tendência crescente do peso das despesas públicas no produto serão factores tidos em conta nesta abordagem, mas não serão certamente os que ela considera mais importantes.

Por sua vez, Lybeck (1986), na inventariação que faz dos diferentes factores que potencialmente explicarão o crescimento das despesas públicas, insere as interpretações da "lei de Wagner" – três, no seu entender: a alteração demográfica

[3] As variáveis a conectar com este processo deveriam incluir a estrutura e repartição geográfica da população, assim como a percentagem do produto gerado ou do emprego na indústria e não apenas o

e industrial, a elasticidade rendimento elevada e o efeito deslocamento provocado pelas guerras – no lado da procura.

Efectivamente, faz sentido a distinção, nos factores que potencialmente explicarão o crescimento das despesas públicas, entre os que agem sobre a procura e os que influenciam a oferta. Os modelos de desequilíbrio seriam, aliás, mais adaptados, já que dificilmente se poderá entender que os preços relativos dos bens e serviços públicos reflictam situações de equilíbrio. Seria possível, inclusive, assim "arrumar" os principais modelos que permitem explicar o crescimento das despesas públicas no contexto da corrente da escolha pública: os modelos do eleitor mediano e dos grupos de interesse, do lado da procura; o modelo da burocracia, do lado da oferta. A subsunção destes vários modelos num único que permita explicar e prever aquele crescimento está ainda por fazer. As aplicações empíricas remetem-nos ou para modelos eclécticos, transformações do modelo *standard* do eleitor mediano incorporando os outros factores, ou para testes aos modelos na sua forma original. Se este último tipo de procedimento é manifestamente insuficiente por não incluir todos os factores relevantes[4], ao outro falta-lhe uma modelização consistente da forma como esses diferentes factores devem ser incluídos e interagir entre si. Estas fragilidades são acentuadas pela dificuldade de utilizar as variáveis postuladas pelos modelos, já que o uso de variáveis de substituição, *proxies*, é um recurso, em si mesmo, limitador.

Feitas estas observações, julga-se preferível a opção, para explicar o crescimento das despesas públicas, por um modelo ecléctico de desequilíbrio que incorpore equações da oferta e da procura. Todavia, a opção por distinguir na sua evolução a componente que revela permanência, a sua tendência, da componente cíclica, assim como a identificação dos factores que explicarão uma e outra, levar-nos-á a outra metodologia. Se, no comportamento cíclico das despesas,

rendimento e a população.

4 Borcherding (1985), usando um modelo de procura assente na maximização da utilidade do eleitor mediano, apenas consegue explicar cerca de 40% do crescimento das despesas públicas, nos Estados Unidos, no período de 1902-1978.

predominam factores que podemos remeter para a oferta – os ciclos políticos e a estabilização –, no comportamento tendencial, onde são expurgados, de certa forma, os factores de curto prazo e os desvios entre a oferta e a procura[5], optar-se-á pela sistematização de uma função reacção na forma reduzida, tal como, por exemplo, Aubin *et al.* (1990) o fizeram. Os decisores públicos determinam a despesa pública de acordo com as suas preferências, tendo, no entanto, em conta as restrições políticas e institucionais que limitam a liberdade de prosseguirem unicamente os seus objectivos. Entre esses constrangimentos encontra-se, obviamente, a necessidade de satisfazer, pelo menos em parte, as preferências dos consumidores-eleitores. A função reacção na forma reduzida incorpora pois, simultaneamente, factores da oferta e da procura. Os parâmetros a estimar reflectiriam ambos os factores, não podendo ser, por isso, identificados com as elasticidades da forma estrutural do modelo.

Em síntese, a investigação dos factores a que se poderia imputar o crescimento de longo prazo das despesas públicas induziu-nos a efectuar, em simultâneo, uma sistematização apoiada num modelo ecléctico de procura onde se integrariam as influências relacionadas com o comportamento da oferta e outras habitualmente não admitidas no modelo tradicional da procura. A expansão do modelo do eleitor mediano será concebida de forma a destacarmos os factores que influenciam as despesas públicas em prazos mais longos. Para além dos que tradicionalmente são imputáveis a este modelo, relevar-se-ão ainda os realçados pela literatura que enfatiza a importância dos grupos de interesse, da burocracia, da ilusão fiscal, do efeito deslocamento e da assimetria no uso das políticas.

5 Supondo que estes não têm carácter permanente.

2.2.2 – O modelo do eleitor mediano

2.2.2.1 – Caracterização e apresentação do modelo

Um dos argumentos mais antigos que fundamentam a actividade produtiva do Estado é a necessidade da intervenção pública correctora das ineficiências que o mercado geraria no fornecimento de bens e serviços que se pautam pela sua não rivalidade e por ser difícil a exclusão do seu consumo pelo preço. Como afirmam Cullis e Jones (1987), esta é uma argumentação *naïve*, sendo a sua maior fragilidade a constatação de que actualmente este tipo de bens, no seu estado puro, não existe. Além do mais, a existência de características de não exclusão pelo preço ou de não rivalidade no consumo, na opinião destes autores, não é suficiente para justificar o envolvimento público na sua produção, existindo formas de atenuar as estratégias não contributivas dos seus consumidores. A verificação de que a actividade produtiva do sector público se tem expandido sobretudo no fornecimento de bens e serviços que não apresentam aquelas características e que, alguns autores, designam por "bens de mérito" é um factor em benefício de pontos de vista mais pragmáticos, que arrolam todos os bens e serviços produzidos pelo Estado, sem qualquer referência às suas características intrínsecas.

Evidentemente, estas são questões fulcrais no debate sobre o crescimento das despesas públicas: para inferir que este crescimento resulta da evolução particular da procura e oferta dos bens e serviços fornecidos publicamente é preciso argumentar com a necessidade da sua forma pública. Esta necessidade, como se sabe, está longe de ser consensualmente admitida. Provavelmente já houve mais acordo sobre a necessidade dessa forma pública do que actualmente há, esperando-se que esta constatação também condicione a própria evolução das despesas públicas.

O facto de os sistemas eleitorais democráticos dominantes assentarem na regra da maioria simples, coadjuvado pelas dificuldades de construção de uma

função de bem-estar social induziu muitos economistas a considerarem a procura do eleitor mediano como sendo a procura representativa dos bens e serviços públicos[6]. Num regime de maioria simples, dois partidos que pretendessem maximizar as suas probabilidades de serem eleitos tenderiam a convergir as suas propostas sobre o nível de despesa pública para as preferências do eleitor mediano. Este eleitor seria o que se encontraria no centro da distribuição dos níveis preferidos de despesa pública, admitindo que as preferências reveladas pelos diferentes cidadãos-eleitores seriam uni-modais. Para que a alternativa ganhadora fosse a do eleitor mediano, seria necessário não só admitir a uni-modalidade das preferências como também a uni-dimensionalidade das propostas. Isto é, os cidadãos deveriam ser chamados a pronunciar-se sobre o nível de despesa pública pretendido e não acerca de se efectuar mais despesa em determinados bens e menos noutros. Os resultados são mais complexos e menos claros quando as alternativas são multi-dimensionais, ainda que combinadas com preferências uni-modais, como admite, entre outros, Borooah (1993) na sua recensão crítica da corrente da escolha pública[7].

A identificação do eleitor que se encontra no centro da distribuição das preferências pelo montante das despesas públicas com o que se encontra no centro da distribuição do rendimento é outro dos pressupostos do modelo do eleitor mediano. Este pressuposto exige que a procura seja uma função monótona do rendimento[8], pois, caso isso não aconteça, a quantidade procurada pelo eleitor mediano não coincidirá com a procurada pelo consumidor com o rendimento mediano.

---

[6] Cruz (1996) efectua uma recensão desenvolvida dos modelos do eleitor mediano e dos grupos de interesse, questionando,justamente, qual das procuras é a representativa no mercado político – a do eleitor mediano ou a dos grupos de interesse.

[7] Ingberman e Rosenthal (1996) avaliaram a robustez do teorema do eleitor mediano em estruturas institucionais mais complexas do que as consideradas nos trabalhos pioneiros de Harold Hotelling e Duncan Black. O teorema, concluem aqueles autores, parece resistir bem em diversos contextos, desde que se verifique a regra da maioria, os partidos pautem a sua actuação por objectivos eleitoralistas e o universo eleitoral seja único.

[8] Cf. Bergstrom e Goodman (1973, p. 285).

Adicionalmente, considera-se ainda serem melhor representadas as preferências do eleitor mediano num regime de democracia directa do que num regime de democracia representativa. Neste último regime, os consumidores não votam directamente políticas, por exemplo um determinado nível de despesa pública pretendido, antes elegem os seus representantes, que, depois de eleitos, poderão ou não implementar as propostas que anunciaram e que os tornaram vencedores.

A pretensão de representar a procura agregada dos bens e serviços fornecidos pelo sector público administrativo através da procura do eleitor mediano exige, como acabámos de ver, fortes assunções. Uma delas é, sem dúvida, a acomodação passiva dos políticos e burocratas às preferências daquele eleitor. De qualquer modo, assumiremos que, pelo menos em parte, elas terão que ser satisfeitas. Não se infira, no entanto, que a regra de decisão colectiva assente no eleitor mediano é a que corresponde à decisão óptima, no sentido de Pareto. Como faz notar Hamlin (1995), a comparação estática entre o nível de despesa em bens e serviços que ocorreria de acordo com o modelo do eleitor mediano e o seu nível óptimo levará a concluir até pelo seu sub-aprovisionamento quando o rendimento mediano é inferior ao médio, o que normalmente se admite acontecer.

Porém, a actividade pública não se resume à produção de bens e serviços e à internalização das externalidades. A sua actividade redistributiva, mesmo na actividade produtiva, tem sido enfatizada por diversos autores como sendo a mais relevante. Por essa razão, o modelo do eleitor mediano é habitualmente expandido para dar conta não apenas da procura dos bens e serviços produzidos pelo sector público administrativo, mas também da procura de uma maior redistribuição de rendimento. Os trabalhos de Meltzer e Richard de1981 e 1983 são a referência que permite esta expansão.

O modelo do eleitor tal como foi modelizado por Borcherding (1985)[9] parte do pressuposto de que as preferências do eleitor mediano pelos bens produzidos publicamente têm a forma:

$$g^* = As^{\pi} y^{\delta} \prod_i m_i^{\phi_i} \qquad [1]$$

sendo g^* a quantidade subjectivamente capturada pelo eleitor mediano, s o preço por si apercebido (preço-fiscal), y o seu rendimento real e m um conjunto de variáveis políticas e estruturais. A forma funcional adoptada para exprimir a procura deste eleitor permite interpretar os expoentes das variáveis como as elasticidades respectivas. Borcherding pressupõe ainda que os outros cidadãos possuem idênticas funções distribuídas em torno da deste eleitor e que se cancelam entre si.

A quantidade subjectivamente capturada pelo dito eleitor pode ser transformada na quantidade observada g, da seguinte forma:

$$g = g^* N^{\alpha} \qquad [2]$$

em que N representa a população e α o grau de rivalidade ou de congestionamento no consumo. Se α tomar um valor unitário, os bens e serviços fornecidos publicamente serão bens privados em sentido estrito, se o seu valor for nulo, então, os bens serão públicos. Esperar-se-á um valor compreendido entre zero e um para aquele coeficiente.

A variável preço-fiscal (s) incluída na equação da procura do eleitor mediano requer algumas assunções para poder ser transformada em variáveis observáveis. Sendo uma das características destes bens o facto de os seus consumidores apenas os pagarem indirectamente através dos impostos, existe a possibilidade de não ocorrer uma correcta avaliação destes preços-fiscais, já que a conexão entre as

[9] O modelo do eleitor mediano é anteriormente desenvolvido e aplicado por Borcherding e Deacon

despesas públicas e os impostos é, em si mesma, fonte de erros de percepção. A literatura da ilusão fiscal, de que posteriormente daremos conta, apela para estas situações. O preço-fiscal é habitualmente computado pelo produto do preço unitário do *output* público pela carga fiscal do eleitor mediano, sendo necessário o recurso a *proxies* para a realização de trabalhos empíricos. As variáveis de substituição utilizadas, as *proxies*, na especificação do preço-fiscal influenciam os resultados obtidos, como conclui, por exemplo, Ana Bela Santos (1995)[10].

Enquanto o trabalho de Bergstrom e Goodman (1973) identifica o eleitor mediano com o eleitor que possui a habitação mediana computando a carga fiscal mediana através do *ratio* do imposto de propriedade que sobre ela recai no imposto total de propriedade de cada município, o de Borcherding e Deacon (1972) calcula o preço-fiscal pressupondo a inexistência de discriminação nos impostos, de modo que todos os contribuintes pagam igual percentagem do custo dos bens e serviços públicos. Para estes últimos investigadores, o preço-fiscal, que subjectivamente o eleitor mediano aperceberia, varia positivamente com o custo unitário[11] de produção daqueles bens e grau de rivalidade no consumo e inversamente com a população.

Peter Jackson (1993, 1995) refere a endogeneidade dos preços-fiscais resultante da carga fiscal ser função das despesas públicas e a não contemplação dos custos de bem-estar resultantes de impostos "distorcionários" como factores, entre outros, capazes de enviesar as estimativas dos coeficientes das regressões efectuadas.

Retomemos então as equações e defina-se o preço-fiscal do modo como o fez Borcherding (1985):

(1972) e Bergstrom e Goodman (1973).

10 A propósito dos resultados por si obtidos, em estudos diferentes (1991 e 1995), de aplicação do modelo do eleitor mediano aos 275 concelhos de Portugal continental.

11 Borcherding e Deacon pressupõem uma função de produção Cobb-Douglas com rendimentos constantes à escala, sendo o custo unitário igual ao custo marginal.

$$s = \frac{tpg}{g^*} = tpN^{\alpha} \qquad [3]$$

onde t é a percentagem do custo total de g que cabe ao eleitor mediano pagar e p é o custo marginal do *output* público (g). A percentagem do custo total, t, varia inversamente com o tamanho da população, uma vez que para Borcherding a não discriminação dos impostos requer que a repartição dos impostos necessários para financiar cada unidade produzida seja igual para todos os contribuintes. Aubin *et al.* (1990) propõem uma definição de t diferente[12] que incorpore o disposto no trabalho de Meltzer e Richard (1981):

$$t = (y / Y)^{\varphi} \qquad [4]$$

sendo Y o rendimento total, $\varphi > 0$ e $y / Y < 1$.

Sendo o eleitor mediano o que recebe o rendimento mediano e quem decide da taxa de imposto, quanto maior for φ mais o objectivo de redistribuição favorece o eleitor mediano. Se o seu valor superasse a unidade, a contribuição do eleitor mediano para o custo total do *output* público, igual, neste caso, à taxa de imposto, seria inferior à percentagem do seu rendimento no rendimento total. Substituindo o rendimento total pelo médio ($\bar{y} = \frac{Y}{N}$):

$$t = (y / \bar{y})^{\varphi} N^{-\varphi} \qquad [5]$$

12 George Tridimas (1993) apresenta outra alternativa para calcular o preço-fiscal (R^M): $R^M = t\left(\frac{Y^M}{Y^A}\right)\left(\frac{C}{P}\right)$ onde t é a taxa de imposto proporcional, Y^M e Y^A os rendimentos mediano e médio, respectivamente, e $\left(\frac{C}{P}\right)$ o preço relativo dos serviços públicos, pressupondo que a base fiscal é exógena (hipótese que depois abandonará).

Conjugando todas as equações de modo a obter a equação da procura pela despesa pública real obteremos:

$$g = A\left[\left(\frac{y}{\bar{y}}\right)^{\varphi} N^{-\varphi}\right]^{\pi} p^{\pi} N^{\alpha\pi+\alpha} y^{\delta} \prod_i m_i^{\phi_i} \qquad [6]$$

Sendo $k = y / \bar{y}$ o *ratio* do rendimento mediano no médio e multiplicando e dividindo a equação [6] por $\bar{y}$ obtém-se:

$$g = Ak^{\varphi\pi+\delta}\, \bar{y}^{\delta}\, p^{\pi} N^{\alpha\pi+\alpha-\varphi\pi} \prod_i m_i^{\phi_i} \qquad [7]$$

e como p é o custo unitário do *output* público com os bens privados como numerário, é habitual substituí-lo pelo *ratio* do índice de preços implícito na despesa pública no índice de preços implícito no produto. Não sendo o *output* público observável, é necessária a sua substituição por uma variável observável – a despesa pública (G) – que se obtém pelo produto de g por p_g e assim ficará:

$$G = Ap_y k^{\varphi\pi+\delta}\, \bar{y}^{\delta} \left(\frac{p_g}{p_y}\right)^{\pi+1} N^{\alpha\pi+\alpha-\varphi\pi} \prod_i m_i^{\phi_i} \qquad [8]$$

com p_g e p_y os índices de preços implícitos na despesa pública e no produto, respectivamente.

Peter Jackson (1995)[13] chama a atenção para a substituição do *output* público pela despesa pública como sendo um dos factores passíveis de criar o enviesamento das estimativas, pelo facto das despesas não serem uma

[13] Este autor faz uma modelização da procura do eleitor mediano e da despesa pública semelhante a Borcherding (1985). Mas, ao pretender incorporar o trabalho de Meltzer e Richard através do *ratio* do rendimento mediano no médio, conclui pelo aumento da despesa quando aquele *ratio* diminui, em contradição com a especificação que efectua (cf. Jackson, 1995, p. 128).

transformação linear do *output* devido à possibilidade de existirem economias de escala.

Logaritmizando a última equação e exprimindo as despesas a preços constantes do produto (G'), obter-se-á uma expressão semelhante à obtida por Aubin *et al.* (1990):

$$\begin{aligned} \ln G' &= \ln A + (\varphi\pi+\delta)\ln k + \delta \ln \bar{y} + (\pi+1)\ln\left(\frac{pg}{py}\right) \\ &+ (\alpha\pi+\alpha-\varphi\pi)\ln N + \sum_i \phi_i \ln m_i \end{aligned} \qquad [9]$$

Recorrendo a esta expressão poderemos então sistematizar os factores que, de acordo com o modelo do eleitor mediano, fariam crescer as despesas públicas ao longo do tempo.

2.2.2.2 – Variáveis explicativas do crescimento das despesas públicas do modelo do eleitor mediano

O preço relativo

Da equação anteriormente obtida podemos concluir que a despesa pública crescerá, em termos absolutos e relativos, se o valor da elasticidade preço da procura for inferior (superior) à unidade e o preço relativo da despesa pública crescer (diminuir).

O crescimento do preço relativo dos bens e serviços públicos é imputável, ora às características técnicas de produção desses bens e serviços, ora às características do sector público. As primeiras radicam na tese, formulada por Baumol em 1967[14], segundo a qual as actividades do terciário (onde se incluem as

[14] Uma referência aos trabalhos deste autor pode encontrar-se, por exemplo, em Cullis e Jones (1987).

actividades não mercantis do sector público) registam um crescimento da produtividade inferior ao dos outros sectores. A razão para esta ocorrência residiria no facto de utilizarem menos intensivamente o capital, factor de produção onde o progresso tecnológico mais rapidamente se incorporaria e que, por isso, mais potenciaria o crescimento da produtividade. O crescimento do preço relativo da produção não mercantil do sector público ficar-se-ia, então, a dever ao facto de ser uma produção tipicamente de serviços e de a evolução dos salários dos funcionários públicos acompanhar o ritmo de crescimento dos salários dos trabalhadores dos outros sectores.

Delorme e André (1983) apontam como principais limitações desta tese o próprio conceito de produtividade, sobretudo quando associado a processos não industriais e, com mais fundamento ainda, a referência à produtividade do sector não mercantil, onde, como se sabe, as convenções contabilísticas obrigam a considerar a sua produção igual aos custos de produção a preços constantes, equivalendo este procedimento a prescrever uma variação nula ou aproximadamente nula da sua produtividade aparente do trabalho. A convenção contabilística de cômputo do *output* público pelos *inputs* será efectivamente determinante para o crescimento do seu preço relativo. Nestas circunstâncias, a aparência de uma diminuição do preço relativo dos bens e serviços públicos apenas ocorreria se o diferencial de crescimento da "produtividade" entre os sectores público e privado fosse mais que compensado por uma progressão relativamente menor dos salários dos funcionários públicos.

A outra das razões que explicaria o crescimento do custo relativo dos bens e serviços públicos relaciona-se com o comportamento específico dos funcionários públicos, que, beneficiando de algum poder de monopólio de oferta, poderão "inflacionar" os custos de produção. Deste tipo de ineficiência, a ineficiência-X, daremos conta quando abordarmos a burocracia, outro dos possíveis factores de crescimento das despesas públicas.

O rendimento

Um valor da elasticidade rendimento superior à unidade implicará um crescimento absoluto e relativo da procura de bens e serviços públicos devido ao crescimento temporal do rendimento. A interpretação da lei de Wagner que classifica de bens superiores alguns dos bens e serviços fornecidos pelo sector público é naturalmente integrável neste modelo, esperando-se, em consonância, um valor desta elasticidade superior à unidade. Registe-se que esta variável, no contexto da equação [9], representa o rendimento médio e não o mediano. A diferença entre estes dois rendimentos é explicitamente analisada no ponto seguinte.

Os investigadores dividem-se quanto à variável rendimento considerada relevante para explicar o comportamento das despesas públicas: uns são a favor do rendimento efectivo, outros do rendimento permanente. Peltzman (1980) e Alt e Chrystal[15] são as referências habituais para os que defendem a última variável. A pretensão de que o governo planeia as despesas públicas de acordo com a sua previsão do rendimento permanente e que aqueles planos dificilmente são revistos para responder a flutuações de curto prazo do rendimento é atribuída a Alt e Chrystal. Quer Borooah (1990) quer Courakis *et al.* (1990), tomando como referência trabalhos daqueles autores publicados em datas diferentes, 1983 e 1981, permitem-se esperar um valor unitário para a elasticidade rendimento e, portanto, apenas um crescimento absoluto das despesas públicas com o rendimento permanente.

No contexto em que nos colocamos de explicar o crescimento tendencial das despesas públicas, fará sentido, independentemente do debate referido, optar-se pelo rendimento permanente como variável relevante. As variações transitórias do rendimento e o seu impacto sobre as despesas serão tidas em conta na análise do comportamento cíclico das mesmas.

---

[15] Cullis e Jones (1987, p. 90-91) fazem alusão às obras e conclusões destes investigadores.

O problema da causalidade inversa, do crescimento das despesas públicas influenciar por sua vez o crescimento do produto e rendimento, é explicitamente relevado pelas novas teorias do crescimento endógeno, que enfatizam a conexão entre a distribuição do rendimento e o crescimento. A desigualdade da distribuição do rendimento favoreceria o crescimento das despesas públicas (sobretudo das transferências) e a elevação dos impostos[16], reduzindo o produto marginal do capital depois de impostos que pode ser apropriado pelos investidores privados. Esta diminuição reduziria a acumulação de capital e portanto o crescimento. Alesina e Perotti (1994, p. 365), na recensão crítica que efectuam sobre as determinantes político-económicas do crescimento, afirmam que a evidência empírica dos efeitos das redistribuições fiscais sobre o crescimento é inconclusiva. O efeito líquido das mesmas teria de ponderar os custos das distorções resultantes dos impostos com os benefícios da redução das tensões sociais geradora de maior estabilidade política.

Por último, como afirmam Cullis e Jones (1987), o impacto da burocracia pode dar a impressão de que a procura de bens fornecidos pelo sector público é elástica em relação ao rendimento. Mais adiante, quando for especificamente abordada a burocracia, dar-se-á conta desta possível fonte de enviesamento da estimativa da elasticidade rendimento.

A distribuição do rendimento

O *ratio* do rendimento mediano no rendimento médio é a variável que, no modelo apresentado, permitirá avaliar os efeitos da alteração da distribuição do rendimento na evolução das despesas públicas.

As previsões sobre o modo como aquele *ratio* afecta as despesas públicas são divergentes. Para Meltzer e Richard (1981), uma diminuição do rendimento

[16] No ponto seguinte será abordado o modo como a desigualdade da distribuição do rendimento afecta o crescimento das despesas públicas.

mediano relativamente ao médio seria um factor de crescimento das despesas públicas, enquanto para Peltzman (1980), estas cresceriam por influência de um aumento daquela proporção. O crescimento das despesas públicas ocorreria, pois, com o aumento da desigualdade na distribuição do rendimento, para os primeiros autores referidos, e com o incremento da igualdade, para Peltzman, ainda que ambos pressuponham que a actividade do Estado é exclusivamente redistributiva e que essa redistribuição seja feita dos "ricos" para os "pobres" [17].

Para Meltzer e Richard, os indivíduos com menor rendimento, com menor capacidade individual, preferirão uma maior taxa de imposto e um maior nível de transferências do que os de maior rendimento. Assim sendo, a actividade redistributiva do Estado crescerá – as transferências aumentarão – quando ocorra uma maior concentração de indivíduos com menor rendimento, alterando a identidade do eleitor mediano, e/ou quando o crescimento económico tenha induzido mais desigualdade (o crescimento do rendimento mediano inferior ao do médio). A primeira hipótese relaciona-se, por exemplo, com a expansão do direito de voto às mulheres e com redução da idade mínima para votar, factores de ordem política, enquanto a segunda é explicada com recurso às teses defendidas por Kuznets em 1955[18]. O sentido de causalidade agora privilegiado seria o de o crescimento económico induzir uma maior desigualdade, que faria crescer as despesas públicas.

O modelo de Peltzman, não recorrendo ao teorema do eleitor mediano, infere que, quanto mais equitativa for a distribuição do rendimento entre os potenciais apoiantes dos partidos, maior é o seu poder e capacidade negocial e, portanto, maior também a redistribuição prometida pelos partidos. Segundo este autor:

[17] Cf. Mueller (1990), onde se poderá encontrar uma análise pormenorizada e crítica destes modelos.

[18] Cf. Meltzer e Richard (1981, p. 925).

> "Our results do detect a stimulative role of inequality but only where the population is least capable of articulating support for more government spending. As this capability increases, homogeneous interests become a more important source of government growth. Our results imply that the levelling of income differences across a large part of the population – the growth of the "middle class" – has in fact been a major source of the growth of government in the developed world over the last fifty years." (Peltzman, 1980, p. 285)

Sucintamente, a maior igualdade de rendimentos gera uma procura política por uma ainda maior igualização.

Um dos reparos efectuado por Mueller (1990) a ambos os modelos referidos é o de estes modelos postularem que o crescimento do sector público é votado favoravelmente pelos seus beneficiários – evidência que, para este autor, está longe de ser confirmada.

Retomando o modelo do eleitor mediano apresentado, verifica-se que não é possível *a priori* prever qual o efeito (positivo ou negativo) da variação do quociente do rendimento mediano no médio sobre as despesas públicas. Apesar de a formulação do modelo ter respeitado explicitamente a hipótese de Meltzer e Richard – ou seja, a procura por uma maior redistribuição pública cresce com a diminuição do *ratio* do rendimento mediano no médio –, o sinal esperado do coeficiente desta variável explicativa depende do efeito rendimento (δ) superar ou não o efeito redistribuição (φ) que aparece combinado com a elasticidade preço (π). Para que a diminuição da proporção do rendimento mediano no médio aumentasse as despesas públicas, seria necessário que $|\varphi\pi| > |\delta|$, isto é, que a diminuição da procura de bens e serviços públicos que, *ceteris paribus*, ocorreria por diminuição do rendimento mediano fosse superada pela maior procura de redistribuição pública.

A população

O crescimento da população afecta tanto mais positivamente o crescimento das despesas públicas quanto maior é a "rivalidade" (α) existente no consumo dos bens fornecidos publicamente, maior o incentivo à redistribuição a favor do eleitor mediano (φ) e menor a elasticidade preço da procura (π). O coeficiente da variável população ($\alpha\pi+\alpha-\varphi\pi$) apenas terá sinal negativo no caso da procura ser preço elástica ($\pi<-1$) e, mesmo assim, apesar de essa ser uma condição necessária, não é condição suficiente.

No entanto, a forma como foi incluída esta variável no modelo permite apenas atender às economias de escala no consumo (relacionáveis com o grau de rivalidade) e não às economias de escala na produção. Se estas últimas ocorrerem, é provável que o crescimento da população induza uma redução nos custos de produção dos bens e serviços públicos que se reflicta numa diminuição das despesas públicas nominais e a preços constantes do PIB. Por outro lado, o crescimento da população poderá estar associado a uma alteração da sua estrutura. O envelhecimento da população, por exemplo, poderá ser um factor potenciador do crescimento das despesas públicas.

Como concluem Aubin *et al.* (1990, p. 214), a interpretação do coeficiente da variável população não é tarefa simples: se o seu valor for positivo, pode inferir-se que os efeitos que exerceram a sua influência pelo lado da procura prevaleceram (elevado grau de rivalidade, redistribuição, alteração estrutural da população); se o seu valor for nulo ou negativo, não se podem discriminar os efeitos da oferta dos da procura.

Outras variáveis

O conjunto de variáveis representadas por m_i no modelo é relacionado por Borcherding (1985) com a necessidade do Estado intervir para internalizar as externalidades geradas pela actividade privada. A necessidade acrescida, no tempo,

da intervenção correctora do Estado, que poderá ou não consubstanciar-se em mais despesa pública – a regulação e as despesas fiscais são alternativas –, dependerá da evolução de variáveis como a taxa de urbanização, o peso das actividades industriais nas agrícolas ou a densidade populacional. Ora, estas variáveis – tipicamente "wagnerianas" – são negligenciadas por Borcherding por considerar os seus efeitos desprezíveis e, em parte, capturados pelas variáveis rendimento e população.

2.2.3 – Os grupos de interesse

Quer a literatura do eleitor mediano, quer a dos grupos de interesse enfatizam o lado da procura na determinação do *output* público. A competição política entre os partidos para obterem a maioria dos votos levá-los-á a escolher a combinação de políticas que, de alguma forma, satisfaça a procura dos eleitores representativos dessa potencial maioria. Mas os eleitores ditos representativos são diferentes numa e noutra abordagem.

A literatura do eleitor mediano pressupõe que este é o indivíduo representativo daquela maioria, num universo constituído por uma população não organizada onde o rendimento auferido pelos diferentes indivíduos é o factor principal de diferenciação das preferências pela actividade do sector público. Diferentemente, a dos grupos de interesse admite que os cidadãos se organizam em torno da defesa de interesses específicos – obtenção de incentivos fiscais, fornecimento público de bens quase privados, etc. – e que, neste contexto multi-dimensional, como afirmam Coughlin, Mueller e Murrell (1990), a competição política entre os partidos fará com que estes optem pela satisfação da procura revelada por uma média ponderada de preferências onde, os diferentes grupos de interesse, recebem diferentes ponderações consoante a sua influência. A influência dos indivíduos no resultado da competição política crescerá com o reforço da

influência do(s) grupo(s) a que pertencem e este ocorrerá com o incremento da homogeneidade do grupo.

As duas abordagens constituem pois duas formas alternativas de modelizar o processo político de decisão. Apesar disto, quando utilizadas para explicar a dimensão ou o crescimento do sector público, ambas utilizam variáveis explicativas da abordagem rival[19]. Desta forma, ainda que concorrentes no campo teórico da modelização, apresentam-se como complementares no trabalho empírico. Por esse motivo, passar-se-á de seguida a uma breve enunciação dos contributos da literatura dos grupos de interesse para a explicação do crescimento das despesas públicas.

Alan Hamlin (1995) argumenta que a acção dos grupos de pressão[20] – agregados em coligações para defesa dos respectivos interesses numa lógica ganhadora (*log-rolling*) ou competindo entre si para beneficiar de actividades lucrativas, criando ou preservando situações de monopólio (*rent-seeking*) – não permite concluir pelo sobre-dimensionamento do sector público. Este parece ser também o entendimento de Coughlin *et al.* (1990) ao afirmarem que, entre o aumento da influência dos grupos de interesse e o aumento da dimensão do sector público, não existe uma relação sistemática, pelo menos quando os objectivos daqueles se concentram na obtenção de reduções de impostos e/ou na tentativa de influenciar as quantidades de bens públicos fornecidos. Em contrapartida, quando procuram obter bens cujos benefícios se concentram num grupo particular e quando os impostos são de mais difícil manipulação, espera-se já que o crescimento da sua influência – habitualmente associado ao crescimento do número de grupos organizados – faça aumentar a dimensão do sector público.

---

[19] Mueller e Murrell (1985), para testarem o impacto dos grupos de interesse na dimensão do sector público, adicionam ao modelo as variáveis preço-fiscal, rendimento mediano e *ratio* do rendimento mediano no médio do modelo do eleitor mediano. Inversamente, Henrekson (1990), para explicar o crescimento das despesas públicas na Suécia de 1950 a 1984, incorpora no seu modelo de procura assente no teorema do eleitor mediano variáveis que decorrem da literatura dos grupos de interesse.

[20] Nos seus trabalhos, referenciados por Mueller (1990), Becker utiliza também o termo "grupo de pressão", em detrimento de "grupo de interesse".

A obtenção de bens que os beneficiem especificamente, de subsídios, em troca de votos, para os quais contribuem as "ofertas" de fundos para o financiamento das campanhas eleitorais dos partidos, é o comportamento estratégico que explica o crescimento das despesas públicas, na medida em que esses grupos vejam crescer a sua influência, isto é, o seu número. A concentração dos benefícios e a repartição generalizada dos seus custos é uma assimetria facilitada pela própria assimetria existente na organização e formação dos grupos: os grupos de maior dimensão (sobre quem recaem os impostos) são de mais difícil organização do que os de pequena dimensão.

As dificuldades de organização, os custos de constituição dos grupos resultam dos comportamentos não contribuintes (*free-rider*) dos seus membros, devido ao facto de aqueles bens adquirirem as características dos bens públicos (não-rivalidade e não-exclusão) dentro do grupo. Para Olson[21], este tipo de comportamento explica porque são de mais fácil constituição os grupos cujo número de membros potenciais seja pequeno e a necessidade dos grupos representativos de um número elevado de indivíduos recorrerem a incentivos selectivos para o evitar. Para este autor, as dificuldades de organização de grupos que prosseguem objectivos de redistribuição serão atenuadas com a estabilidade política e económica. Esta estabilidade estaria na génese no florescimento de novos grupos de interesse e no fortalecimento dos já existentes, daí resultando um crescimento da dimensão relativa do sector público, quer por abrandamento do crescimento económico, quer por aumento da actividade redistributiva do Estado. As revoluções e as guerras, sendo factores de instabilidade política e económica, facilitariam a desintegração dos grupos de interesse e, consequentemente, países que as tivessem experimentado mais recentemente teriam um sector público relativamente menor e um crescimento económico maior. Este pessimismo sobre os resultados da actividade desenvolvida pelos grupos de interesse não é, todavia, generalizável a todos os seus estudiosos: no entender de Becker, os grupos cujos

interesses são bens públicos ou têm como atributos externalidades têm maior probabilidade de ser bem sucedidos do que grupos que apenas prosseguem objectivos de redistribuição[22].

Para além de Olson, a explicação do crescimento histórico da influência dos grupos de interesse, o seu aumento quantitativo ao longo do tempo, fica igualmente a dever-se ao trabalho que North e Wallis publicaram em 1982[23]. A especialização crescente da economia, segundo estes autores, seria responsável pelo aumento dos custos de transacção da organização da economia de mercado. A actividade dos grupos – já existentes e novos – seria no sentido de pressionar o Estado, não apenas para redistribuir mais, mas também para diminuir os custos de transacção. Em suma, agora a explicação dada para o aumento da influência dos grupos de interesse é esta: o desenvolvimento e crescente especialização aumentariam os custos de transacção e, para os aliviar, os grupos de interesse desenvolver-se-iam, pressionando o sector público nesse sentido.

Podemos então esperar um crescimento histórico do número e influência dos grupos de interesse justificado, ora pela estabilidade política e económica que se seguiu à Segunda Guerra Mundial na maioria dos países[24], ora pela crescente especialização. Em qualquer dos casos, espera-se, em consequência, um crescimento das despesas públicas. Crescimento que, na primeira hipótese, seria fundamentalmente nas despesas de redistribuição, transferências e subsídios às empresas. A segunda hipótese não permite conclusão tão clara. Mas, como afirmam Mueller e Murrell (1985), enquanto a redistribuição predita pelo modelo do eleitor mediano seria para atenuar as desigualdades, dos "ricos" para os "pobres", a esperada pelos modelos dos grupos de interesse é no sentido de acentuar a desigualdade, dos "pobres" para os "ricos". O peso das associações

21 Cit. por Mueller (1990), Hamlin (1995) e Borooah (1993), entre outros.

22 Cf. Mueller (1990).

23 Cit. por Mueller (1990).

24 A revolução ocorrida em Portugal em 1974 justificaria a perda de influência dos grupos de interesse no crescimento das despesas públicas. De facto, muitos dos grupos desintegraram-se nessa altura e reagruparam-se mais tarde.

industriais nos diferentes países permite-lhes essa constatação. Também Borooah (1993) confirma o pendor anti-igualitário da redistribuição gerada pela actuação dos grupos de interesse, quando constata que os incentivos selectivos que protegem os grupos estão menos disponíveis para membros potenciais (e por isso os desempregados não se encontram organizados) e para grupos de menor rendimento (os grupos profissionais de médicos, professores, ..., encontrar-se-iam melhor organizados).

Nos estudos empíricos sobre o crescimento do sector público onde se contempla a influência dos grupos de interesse, costuma-se dar relevo a outras variáveis, para além do número de grupos organizados. A percentagem da população pertencente a pelo menos um grupo, a percentagem da população sindicalizada ou o peso no produto da soma das exportações com as importações são algumas dessas variáveis adicionais[25]. A introdução da última variável é imputável à argumentação de Cameron de 1978: a abertura crescente das economias aumentaria a concentração industrial, criando um clima favorável à intervenção das uniões sindicais junto dos governos, para protegerem as suas posições[26]. O aumento da percentagem da população sindicalizada poderá ou não favorecer a expansão do sector público. Tudo depende, no entender de Ferris e West (1996), de os trabalhadores considerarem ou não o Estado como substituto das confederações sindicais. Caso lhe atribuam esse papel de substituto, poderá ocorrer simultaneamente diminuição da população sindicalizada e incremento das despesas públicas.

[25] Cf., por exemplo, Henrekson (1990) e Lybeck (1986).

[26] Num artigo de 1997, Commander, Davoodi e Lee contrapõem a esta argumentação de que a maior abertura ao exterior torna mais vulnerável as economias dando lugar a uma maior intervenção do Estado a argumentação de Rodrick. O risco externo associado simultaneamente à abertura ao exterior e à volatilidade dos termos de troca é que seria a causa da intervenção pública através das despesas em bens e serviços para minorar a volatilidade do rendimento. Controlado o factor risco, a abertura ao exterior não exerceria qualquer efeito independente sobre o consumo público (cf. *op. cit.*, p. 11-12).

2.2.4 – A burocracia

A análise económica do funcionamento da burocracia coerente com a abordagem individualista do Estado opõe o organismo não mercantil à empresa privada concorrencial[27], entendida como a forma mais eficaz de organização pelo tipo de controlo a que se encontra sujeita, o dos proprietários e o dos consumidores. O ramo administrativo do sector público beneficiaria de algum poder discricionário, que lhe adviria, em particular, da dificuldade de avaliação monetária dos resultados da sua actividade e do facto de os seus funcionários possuírem um horizonte de permanência no cargo muito superior ao dos que ocupam os respectivos órgãos de tutela. Virtualmente, os funcionários públicos manter-se-ão em função durante toda a sua vida activa, enquanto os governantes e parlamentares poderão não permanecer aí mais do que o tempo de uma legislatura.

Beneficiando pois de alguma autonomia, os funcionários públicos deixariam de ser meros executantes passivos do "interesse público" – satisfação da procura realizada pelos consumidores, também ela já mediatizada por um processo político que releva a procura do eleitor mediano e dos grupos de interesse – para prosseguirem os seus próprios interesses, procurando maximizar as suas preferências, sujeitas embora a algumas restrições. Porém, quais sejam essas preferências é já pomo de discórdia entre os vários autores que se debruçaram sobre o assunto.

Diversas recensões sobre este tema atribuem a Niskanen a tese de que o comportamento dos funcionários públicos, ditos burocratas, estaria condicionado pelas suas preferências, o seu interesse na obtenção de maiores salários, poder, prestígio e promoção, sendo que, no limite, a maximização destas preferências levá-los-ia a maximizar o orçamento até ao ponto em que os custos totais da sua actividade fossem iguais aos benefícios totais[28]. O tipo de ineficiência daí

[27] Apesar de também haver burocracia nas grandes empresas privadas.

[28] Cit. por Cullis e Jones (1987, 1995) e Mueller (1990), que realizam uma recensão desenvolvida

resultante, a ineficiência na afectação dos recursos (distributiva), seria responsável, ainda segundo Niskanen, pela despesa pública em bens e serviços ser o dobro da que ocorreria caso aqueles bens e serviços tivessem sido fornecidos privadamente, por empresas concorrenciais[29].

Por outro lado, segundo Migué e Bélanger, a consideração de um enviesamento das preferências dos funcionários públicos pela obtenção de maior lazer no emprego estaria na génese da chamada ineficiência-X, capaz de contrariar e complementar a actuação da ineficiência antes descrita. Neste caso, verificar-se-ia um relaxamento nos custos de produção, aparecendo estes inflacionados. Porém, como fazem notar Cullis e Jones (1987, p. 135), este tipo de ineficiência apenas ocorreria quando a elasticidade preço da procura fosse inferior à unidade

A conjugação destes dois tipos de ineficiência é um dos contributos da corrente da escolha pública para a literatura dita do "*leviathan*", inferindo daí o sobre-dimensionamento do Estado, mas numa análise estática. A sua contribuição para explicar o crescimento das despesas públicas ao longo do tempo é integrada por Cullis e Jones (1987) noutras explicações: a do crescimento dos preços relativos e a do crescimento do rendimento. O crescimento dos preços relativos do *output* público atribuído a factores tecnológicos (Baumol), quando combinado com uma procura preço inelástica, faria crescer as despesas públicas, como já o havíamos referido. Todavia, quando a procura é preço inelástica, os burocratas obtêm vantagem em inflacionar os custos de produção até que, no mínimo, a elasticidade seja unitária. Este comportamento reforçaria, pois, o crescimento dos preços relativos e a sua influência sobre o crescimento das despesas públicas.

Por seu turno, o crescimento do rendimento apenas induzirá um crescimento relativo das despesas públicas quando a elasticidade rendimento seja superior à unidade. No entanto, é admissível que a burocracia permita a expansão relativa das despesas públicas, mesmo quando a elasticidade rendimento seja inferior à unidade:

do tema da burocracia.

29 Estes resultados foram contraditados, nomeadamente, por Cullis e Jones (1987 e 1995).

a aparência de uma procura rendimento elástica (enviesamento da elasticidade rendimento) seria a consequência; a ineficiência-X a causa[30].

Outros contributos da literatura sobre a burocracia permitem, porém, autonomizar variáveis explicativas do crescimento das despesas públicas. As próprias despesas públicas, só que desfasadas, e o peso eleitoral dos funcionários públicos são as duas variáveis explicativas particularmente acolhidas. A primeira ficaria a dever-se ao "incrementalismo" enquanto modelo de determinação orçamental: o orçamento de um ano dependeria do do ano anterior, tendo eventualmente as medidas novas menor peso do que as anteriores. Exposta por Wildavsky, nos trabalhos que este escreveu isoladamente ou de parceria com Davis e Dempster, esta é, no dizer de Cullis e Jones (1987), a abordagem mais simples para explicar o crescimento das despesas públicas.

O peso eleitoral dos funcionários públicos poderia ser uma variável explicativa a integrar no modelo dos grupos de interesse. Os funcionários públicos propenderiam a votar em partidos que propusessem o crescimento das despesas públicas em vez de cortes nas mesmas e o seu crescente peso eleitoral favoreceria, por seu lado, o aumento da sua influência junto dos partidos. Este argumento pode, aliás, ser enquadrado num outro, mais genérico: o de que os principais beneficiários da intervenção pública seriam propensos a desejar o crescimento dessa intervenção. Efectivamente, não existem argumentos teóricos nem empíricos nesse sentido.[31]

O modelo de burocracia desenvolvido por Mueller (1990) assenta no pressuposto de que a capacidade dos burocratas para expandirem o orçamento para além do pretendido pelo poder político e pelos cidadãos depende da sua habilidade em escamotearem os verdadeiros preços e quantidades dos bens e

30 Cf. Cullis e Jones (1987, p. 136-140).

31 Sobre a modelização das preferências dos funcionários públicos e seu impacto sobre a dimensão do sector público, veja-se Gemmell (1990a). Cullis e Jones (1995) não encontram evidência de causalidade (no sentido de Granger) do peso eleitoral dos funcionários públicos para o *ratio* das despesas públicas no produto, na Grã-Bretanha do pós-guerra. Pelo contrário, detectam o traço de uma causalidade inversa: a do aumento do *ratio* das despesas públicas no produto fazer aumentar, no curto prazo, o peso eleitoral dos

serviços por si fornecidos. Esta habilidade dependerá, por sua vez, da dimensão e complexidade do próprio orçamento: quanto maior for a burocracia mais difícil se torna, para os de fora, efectuar aqueles cálculos e mais os próprios trabalham para o crescimento da burocracia. O crescimento da burocracia dependeria, então, da sua dimensão absoluta (cf. *op. cit.*, p. 340). Este modelo poderia complementar o dos funcionários públicos enquanto grupo de pressão: com um peso eleitoral crescente, os funcionários públicos pressionariam os partidos a escolherem plataformas de políticas que contemplassem a sua preferência por uma maior despesa pública; simultaneamente, a sua maior dimensão tornaria, para cidadãos e políticos, mais difícil a avaliação da sua actividade produtiva, permitindo-lhes reclamar mais crescimento.

Em suma, as variáveis que a literatura da burocracia permite utilizar com variáveis explicativas autónomas do crescimento temporal das despesas públicas são as despesas públicas desfasadas e o peso eleitoral dos funcionários públicos. A primeira estaria sobretudo relacionada com a sua resistência a mudanças. A segunda, com uma atitude empenhada na contínua prossecução do seu incremento.

2.2.5 – A ilusão fiscal

A ilusão financeira é o termo mais abrangente que contempla duas noções distintas: a ilusão fiscal e a ilusão sobre as despesas públicas. A percepção errada, sistemática e sempre no mesmo sentido da carga fiscal – ilusão fiscal – e dos benefícios decorrentes da actividade do sector público – ilusão sobre as despesas – é, em si mesmo, um pressuposto difícil de defender. O facto de os cidadãos não terem incentivos a estarem bem informados sobre os custos e benefícios da actividade pública, devido aos excessivos custos em que incorrem relativamente aos benefícios que retiram dessa informação (a capacidade de influenciarem essa

funcionários públicos.

actividade através do voto é pequena), não é argumento suficiente para inferir da sua ilusão[32].

Adicionalmente, ainda que se admita a verificação de ilusão financeira, não é claro o sentido em que esta afectará a dimensão do sector público. As recensões críticas sobre este tema remetem-nos quer para Downs e Galbraith, quer para trabalhos mais recentes inseridos na corrente da escolha pública, como o de Brennan e Buchanan[33]. Os primeiros autores defendiam que a tendência seria para subestimar os benefícios da actividade pública relativamente aos seus custos. Assim sendo, o sector público tenderia a estar sub-dimensionado. Diferentemente, na literatura mais recente, a ilusão fiscal (no sentido da sub-avaliação da carga fiscal) é enfatizada e, em consequência, conclui-se pelo sobre-dimensionamento do sector público. Concentremo-nos, pois, neste último entendimento da ilusão financeira: a ilusão fiscal enquanto sub-avaliação da carga fiscal.

Várias são as fontes de ilusão fiscal referenciadas[34]: a complexidade da estrutura fiscal resultante da diversificação e multiplicação das fontes de imposição fiscal, a elasticidade rendimento da estrutura fiscal e o endividamento público são algumas delas. A menor visibilidade dos impostos que não incidam directamente sobre o rendimento; a retenção dos impostos na fonte; a progressividade dos impostos, que faz com que estes cresçam mais do que proporcionalmente do que o rendimento nominal quando os escalões não sejam revistos correctamente; o imposto inflacionário – eis alguns dos factores que parecem pesar a favor da ilusão fiscal. Não é, porém, consensual a inferência de que este tipo de ilusão explicaria o sobre-dimensionamento do sector público e muito menos, numa análise temporal do crescimento das despesas públicas, é clara a sua contribuição explicativa.

De facto, para que da sub-avaliação dos preços-fiscais resultasse uma procura acrescida pelo *output* público seria necessário que os benefícios dele

[32] Cf. Oates (1988, p. 66-67).

[33] Cf. Oates (1988). Tanto o trabalho de Oates, como o já citado Cullis e Jones (1987) constituem duas boas recensões críticas sobre a ilusão fiscal.

[34] Oates (1988) referencia cinco fontes de ilusão fiscal.

decorrentes não fossem também sub-avaliados e que esta sua falta de visibilidade não superasse a dos custos. Cullis e Jones (1987, p. 119-122) referenciam um estudo, sobre a visibilidade das receitas e despesas públicas na Grã-Bretanha, concluindo pela inexistência de uma clara predominância quer da visão optimista sobre a ilusão fiscal, quer da visão pessimista. Oates (1988) levanta questões conceptuais porventura ainda mais pertinentes: a endogeneidade das variáveis representativas da ilusão fiscal é seguramente uma delas. É provável que o nível desejado de despesa pública influencie as escolhas sobre a estrutura fiscal.

Mesmo admitindo que os contribuintes se deixam enganar sistematicamente e subestimam a sua carga fiscal, a ilusão fiscal será quando muito um factor permissivo do crescimento temporal das despesas públicas, não um factor explicativo. O comportamento estratégico dos agentes públicos, de criação de ilusão fiscal, seria para aliviar as pressões sobre o financiamento das despesas públicas. As motivações para o crescimento das despesas públicas encontrar-se-iam nas outras teorias. Mas, como argumenta Mueller (1990), para justificar o porquê daquele comportamento estratégico, seria necessário saber quem dele tira directamente proveito – os burocratas, os políticos, os grupos de interesse?

Os modelos que pretendem explicar o crescimento das despesas públicas incorporam as variáveis "permissivas" da literatura da ilusão fiscal, adicionando-as simplesmente ao modelo. As variáveis utilizadas em alguns dos estudos empíricos são: um índice de Herfindahl[35] da complexidade da estrutura fiscal; o número de impostos; a percentagem dos impostos directos nos impostos totais; a taxa de inflação; o défice público.

[35] Inicialmente, este índice de Herfindahl foi utilizado por Richard Wagner como *proxy* da complexidade da estrutura fiscal. Quanto maior o valor do índice, menos complexa seria a estrutura fiscal, porque maior a concentração dos impostos (menor a sua dispersão). Oates (1988) e Cullis e Jones (1987) tecem críticas à utilização desta medida.

2.2.6 – O efeito deslocamento

Tal como a literatura da ilusão fiscal, também Peacock e Wiseman[36], em 1961, sublinham a importância dos constrangimentos que pesam sobre o crescimento das despesas públicas, a evolução das suas fontes de financiamento – as receitas públicas. Seja pela criação de ilusão fiscal, seja pelo efeito das guerras, a atenuação desses constrangimentos permitiria um maior crescimento das despesas públicas. A perspectiva de abordagem é, no entanto, diferente: a de Peacock e Wiseman é uma abordagem claramente indutiva, como referem Delorme e André (1983) e Henrekson (1995).

Em traços gerais, a tese atribuída a Peacock e Wiseman (P-W), denominada "efeito deslocamento", pressupõe uma oposição persistente, em períodos de paz, entre as concepções relativas ao nível desejado de despesas públicas e o nível de fiscalidade tolerado. Nestes períodos, é a carga fiscal máxima tolerável que é determinante. As crises nacionais de grande escala, como as guerras, possibilitariam simultaneamente a aceitação de níveis superiores de fiscalidade – aos quais os contribuintes se acostumariam, não os pondo em causa, passadas as crises – e o desencadear de novas atitudes face ao papel do Estado, atribuindo-lhe a realização de "novas" tarefas ("efeito revelador") e consequentemente despesas a adicionar às decorrentes das sequelas das guerras. Passadas as crises, um patamar mais elevado de despesas públicas manter-se-ia, quer por aumento da carga fiscal máxima tolerável, quer por incremento do desejo de intervenção pública na execução de mais tarefas, novas e antigas. O estatuto teórico e explicativo desta tese é, desde logo, questionado a propósito do conceito de "carga fiscal máxima tolerável", na ausência de uma teoria do comportamento fiscal colectivo[37].

[36] Cit. por Henrekson (1995), entre outros.

[37] Veja-se Delorme e André (1983) para uma apreciação crítica desta tese.

Mas o entendimento que os diferentes autores[38] têm sobre a forma como esta tese deve ser interpretada não é consensual. De imediato, divergem sobre se o patamar mais elevado que as despesas públicas (*per capita* ou em percentagem do produto?) atingem durante as guerras se manterá no tempo ou se, uma vez passado o período de guerra, as despesas públicas retomarão o seu *trend* de crescimento, determinado no período de paz. Cullis e Jones (1987, p. 93) admitem que esta última hipótese – a de o efeito deslocamento nas despesas públicas gerado pela guerra ser apenas temporário – é a hipótese que vinga nos trabalhos de Musgrave e Bird. A ser assim, a tese do efeito deslocamento deveria ser integrada no grupo das "teorias" explicativas do comportamento cíclico das despesas públicas e não no grupo das que, potencialmente, explicam o seu crescimento "tendencial". É todavia dominante a interpretação do efeito deslocamento enquanto efeito permanente[39].

Magnus Henrekson (1995) referencia quatro versões diferentes desta tese:

1. Versão forte: as despesas públicas reais, *per capita*, evoluem por patamares, coincidindo com os períodos de crise acentuada a passagem de um patamar para outro de nível mais elevado.
2. Versão semi-forte: o *ratio* das despesas públicas no PIB evolui da forma descrita na versão anterior.
3. Versão fraca: o *ratio* das despesas públicas no produto revela uma tendência de crescimento durante os períodos de paz, registando-se, após um período de crise social, uma elevação permanente daquela tendência.
4. Versão amorfa: os valores dos parâmetros do modelo relevante para explicar o crescimento das despesas públicas alteram-se após um período de crise social.

A última versão é mais conforme à re-interpretação efectuada por Diamond em 1977 e subscrita por Peacock e Wiseman em 1979: o efeito deslocamento motivado por uma ruptura estrutural, isto é, pela não verificação, aquando das

[38] Henrekson (1995) e Cullis e Jones (1987, 1992) apresentam várias interpretações do efeito deslocamento.

crises, da tradicional assunção *ceteris paribus* em relação às preferências e instituições[40]. Sendo assim, a razão já não seria a tolerância por uma maior carga fiscal, mas a alteração profunda das preferências e instituições. A identificação desses períodos com os períodos de guerra deixaria de ser, neste caso, condição necessária. André e Delorme (1989) optam por testar a presença de descontinuidades quantitativas, que designam por "efeito patamar" (*effet de seuil*), sem lhes atribuírem qualquer estatuto explicativo. Seguindo uma metodologia semelhante à de Gupta (1967), um dos primeiros investigadores a testar empiricamente a hipótese de P-W, aqueles autores testam mesmo a ocorrência de um efeito patamar na Alemanha e na França aquando dos primeiro e segundo choques petrolíferos. Mais purista, Henrekson (1995) desaprova a aplicação do teste da hipótese de P-W a períodos especialmente relacionados com maus resultados económicos, como o são os da Grande Depressão e os dos primeiro e segundo choques petrolíferos.

A forma como a hipótese de P-W é empiricamente testada é também sujeita a reparos por parte de Henrekson (1995). O autor sugere como metodologia alternativa a estimação, numa primeira fase, de um modelo ARMA (p, q) com tendência para o período pós-guerra, de modo a obter uma desejável representação diacrónica da despesa pública. Para testar a terceira versão, os anos de guerra são então explicitamente modelados e o deslocamento pós-guerra é testado usando a análise de Box-Tiao para todo o período. É usada uma variável *dummy* com valor igual a um para o período posterior à Segunda Guerra Mundial e zero, para o restante período. Uma outra variável *dummy* é utilizada com valores compreendidos entre zero e um para os anos de guerra e zero, para os restantes.

[39] Cf. Henrekson (1995, p. 55).
[40] Cf. Henrekson (1995, p. 57).

2.2.7 – A assimetria no uso das políticas

Como se alegará na secção onde se relevam os factores capazes de induzirem um comportamento cíclico às despesas públicas, o uso assimétrico dos "instrumentos" de política fiscal pode influenciar a tendência de evolução das mesmas. Mesmo quando prosseguem políticas de curto prazo, de reacção ou de indução do ciclo económico, os governos seriam mais propensos a aumentar as despesas para expandir a economia e a aumentarem os impostos quando se vêem constrangidos a implementar políticas contraccionistas ou necessitam de controlar o défice. Essa assimetria seria particularmente evidente para governos formados por coligações, com uma menor permanência média em funções, com um pendor ideológico de esquerda (socialistas) e em períodos onde as fases de recessão económica fossem predominantes[41].

Seria lícito, então, acrescentar variáveis da literatura dos ciclos políticos e da estabilização (só que com uma formulação diferente) às variáveis já por nós identificadas como variáveis explicativas do crescimento das despesas públicas. Uma metodologia possível para testar econometricamente os efeitos dos factores que influenciam as despesas públicas em prazos mais longos seria efectuar regressões em que os dados, em vez de terem a periodicidade anual, seriam agregados de modo a possuírem uma periodicidade mais dilatada (cinco anos, dez anos...). Neste contexto, períodos em que ocorressem com maior frequência de governos de coligação ou governos de esquerda, mudanças de governo, enfim, períodos de recessão económica poderiam ser modelizados, introduzindo varáveis *dummy* apropriadas para que se pudesse testar a hipótese de a assimetria no uso das políticas ter ou não reflexo "permanente" nas despesas públicas.

[41] Veja-se o que adiante diremos sobre o assunto.

2.2.8 – A evidência empírica

As diferentes teses por nós recenseadas como teorias explicativas do crescimento das despesas públicas contribuem também para explicar as diferenças, nos países, dos níveis e estrutura das despesas públicas. A identificação e quantificação desses contributos será feita através de uma análise temporal, no primeiro caso, e transversal, no segundo. Os investigadores dividem-se quanto à melhor forma de testar a sua incidência explicativa: se através da análise temporal, se através da análise transversal. Naturalmente, os estudos empíricos reflectem essa fractura. Como o nosso objectivo é explicar a evolução cíclica das despesas públicas em Portugal, interessa-nos apenas recensear os estudos empíricos que usam a análise temporal e, de entre estes, os que utilizam modelos eclécticos, onde são identificados e quantificados, simultaneamente, os contributos explicativos das diferentes "teorias".

O quadro 2.1 sistematiza as conclusões de alguns desses estudos. Apenas será dada relevância aos sinais (positivo ou negativo) dos coeficientes das variáveis explicativas. A sua conformidade ou não com a sinalização *a priori* estabelecida pelos diferentes autores será também assinalada: "S" para a concordância, "N" para a discordância e "?" quando se desconheça o sentido, positivo ou negativo, em que a variável explicativa influencia a dependente. Este é também o procedimento adoptado pelos estudos aí sistematizados – com excepção do de Borcherding (1985), as magnitudes dos coeficientes não são enfatizadas. As razões para tal atitude são várias, podendo argumentar-se que: muitas das variáveis explicativas que entram nas regressões são *proxies* e capturam os efeitos de diversas contribuições explicativas, em simultâneo; os coeficientes das variáveis não se identificam com as elasticidades da forma estrutural quando se estimam funções de reacção na forma reduzida; a fase exploratória em que se encontra a especificação de um modelo do crescimento das despesas públicas que integre as diversas contribuições explicativas aconselha a alguma prudência na interpretação dos coeficientes.

Dos sete estudos referidos, quatro[42] estimam simultaneamente equações da procura e oferta. Dois deles – o de Lybeck (1986) e o de Henrekson (1990) – debruçam-se sobre o mesmo país, o mesmo período (diferença apenas de dois anos) e utilizam o mesmo tipo de metodologia (modelos de desequilíbrio). No entanto, os resultados obtidos são bem diversos, mostrando-se sensíveis à especificação do modelo e variáveis. O peso das despesas correntes no PIB mostrou ser, positiva e negativamente, influenciado pelo número de grupos organizados e pela percentagem do emprego público no emprego total, respectivamente, no estudo de Lybeck. No estudo de Henrekson, as variáveis dos modelos dos grupos de interesse e burocracia (percentagem da população sindicalizada e emprego público no emprego total) revelam influenciar o consumo público deflacionado pelo índice de preços no produto e pelo seu próprio índice de preços (G1 e G2), em sentido oposto ao encontrado por Lybeck. Significativamente, no estudo de Henrekson, a maioria dos coeficientes tiveram sinal contrário ao esperado.

Em contrapartida, as diferentes especificações usadas por Hackl, Schneider e Withers (1995) para as variáveis explicativas e dependentes não mostraram influenciar substancialmente os resultados obtidos. Estes autores, que também testaram os diferentes modelos explicativos separadamente, têm todavia entendimento diferente sobre o sinal esperado do coeficiente de algumas variáveis. Em concreto, esperam que o grau de abertura[43] e a percentagem do emprego industrial no emprego total influenciem negativamente a evolução do *ratio* das despesas públicas no produto. Apenas mais três variáveis mostraram influenciar, com significância, as despesas públicas na Austrália, no período de 1955-86: o rendimento, a população e a taxa de desemprego. A ilusão fiscal, factor permissivo do crescimento das despesas públicas, teve particular relevância na Áustria, se

---

42 Lybeck (1986), Henrekson (1990), Paldam e Zeuthen (1990) e Ferris e West (1996).

43 A razão para o grau de abertura influenciar negativamente o crescimento das despesas públicas deve-se, para estes autores, ao facto de a maior abertura ao exterior limitar a concentração industrial e o poder das uniões sindicais (*op. cit*, p. 218). Conclusão em sentido inverso é imputada a Cameron por

Quadro 2.1

Resultados de sete estudos empíricos sobre o crescimento das despesas públicas

	Borcherding (1985)	Hackl, Schneider, Withers (1995)		Hackl, Schneider, Withers (1995)[1]			Lybeck (1986)	Aubin *et al.* (1990)			Henrekson (1990)				Paldam e Zeuthen (1990)		Ferris e West (1996)	
País	Estados Unidos	Austrália	Áustria	Austrália			Suécia	França			Suécia				Dinamarca		Estados Unidos	
Período	1902-1978	1955-86	1955-86	1955-86			1950-82	1963-83			1950-84				1948-85		1959-89	
Variável Dependente	% despesa pública no PIB	DPU / PIB	DPU / PIB	DPU / PIB	DPU sem trend	DPU p.cap	G+Tr / PIB	tc G	tcTr	tc I	G1	G2	Tr	I	G+Tr / PIB	G / PIB	G real / PIB real (procura)	G+Trreal / PIB real (procura)
Preço relativo	+ S						+ S				+ S		-N*		+S*	+S	+N*	+N
Rendimento	0	+ S		+ S	+ S	+ S	- N	+ S	+ S		+ S	+ S	+S*[2]	-N*	- ?	- ?*	-N*	- N
Distrib. rendimento (maior igualização)	+ S						- S*	- S	- S		-S*	-S*	-S*	+N*	+N*	+N*	- S	- S
População	- ?	- ?	+ ?	- ?	- ?				+ ?	+ ?					- S	+N*		
Urbanização											-N*	-N*		+S	+S	+S	-S[3]	+N*
Emprego industrial no emprego total		- S		- S	- S	- S									- N	- N		
%mulheres emprego											+S	+S	+S	-N*			+ S	+ S
Número de grupos							+ S											
Grau de abertura		+ N[4]		+ N	+ N	+ N									-N*	+S*	- S	-S*
Func. públicos						- N	- N*				+S	+S	-N*	+S	-N*	+N*?	+ S	+ S
Incrementalismo		+ S	+ S	+ S	+ S	+ S		+ S	+ S									
Índice de Herfindhal			- S										-S*					
% Td nos impostos															-S*	-S*		
Défice público			+ S										+S*	+S	+N	+N*		
P-W				+ S														
% pop. dependente											+S	+S	+S	-N*				
Δ U		+ S	+ S	+ S	+ S	+ S	- N*	+ S	+ S	+ S	-N*	-N*	+S	-N*	+S	+S*		
Eleições									+ S									
Socialistas											+S	+S			+S*	-N*		
Coligações							- ?*				-N*	-N*	-N*	-N*				
% pop. idade trabalhar						- S												
% sindicalizada											-N*	-N*	+S	-N*	- N	- N?	- *?	- ?
% T colectados G.C.											- ?	- ?		- ?	- ?*	- ?*		

1 As variáveis independentes encontram-se "destrendarizadas".

2 O asterisco (*) indica que não é significativo.

3 Os autores interpretam esta variável como indiciando proximidade entre os contribuintes podendo estes, com maior facilidade, optar pela troca directa e assim escapar ao fisco quanto maior a sua proximidade, isto é, maior a urbanização. Esta hipótese é imputada a Kau e Rubin, significando um aumento do custo de colecta de impostos com o aumento da urbanização.

4 Cameron e outros autores esperam que o grau de abertura influencie positivamente o crescimento das despesas públicas e não negativamente.

atendermos aos sinais das suas variáveis representativas: o défice público e o índice de Herfindhal para a complexidade da estrutura fiscal. Somente duas das variáveis explicativas, a variável dependente desfasada e a variação na taxa de desemprego, são significativas nas regressões de ambos os países. Segundo os autores, as variáveis "wagnerianas" e as dos grupos de interesse exerceriam maior influência na Austrália do que na Áustria. Neste último país, a ilusão fiscal seria particularmente importante (cf. *op. cit.*, p. 221-224).

O estudo de Borcherding (1985) é o único que incorpora apenas variáveis não-institucionais, sendo um dos seus objectivos mostrar a sua insuficiência para explicar o crescimento das despesas públicas. Já o de Aubin *et al.* (1990), integrando numa única equação variáveis da oferta e da procura, conclui adicionalmente pela necessidade de desagregar as despesas públicas por nível de administração (central, local e segurança social) e por tipo de despesa (consumo público, transferências e investimento). Estes autores constatam a existência de factores institucionais e político-económicos específicos da administração local[44], assim como diferentes respostas dos vários tipos de despesa às variáveis explicativas. O investimento público é um bom exemplo: aparentemente é menos determinado pela procura do que os outros tipos de despesa e essa é, segundo os autores, uma das razões que explicam a inferior qualidade das estimativas. Em contrapartida, a principal diferença entre as equações das transferências e do consumo público – a influência do ciclo eleitoral nas transferências e não no consumo público – parece indiciar uma maior determinação política das transferências. Aliás, a lógica redistributiva encontra-se bem patente nos coeficientes positivos e significativos do *ratio* do rendimento médio no rendimento mediano[45], nas equações das transferências e consumo público.

Henrekson (1990).

[44] Optámos por não apresentar os resultados destes autores por níveis de administração, dado o nosso estudo não contemplar essa separação.

[45] No quadro, a variável relacionada com a redistribuição do rendimento é definida como o *ratio* do rendimento mediano no médio. O aumento deste *ratio* (diminuição do *ratio* do rendimento médio no mediano) indicia uma distribuição menos desigual.

Paldam e Zeuthen (1990, p. 178-179), comentando os resultados obtidos, afirmam que muitas das variáveis não são significativas e que quase todo o poder explicativo dos modelos provém de três variáveis explicativas (taxa de urbanização, percentagem do emprego público no emprego total e *ratio* do deflator da despesa pública no deflator do PIB) com *trends* significativos.

Finalmente, o estudo de Ferris e West (1996) estima equações da procura e oferta, com e sem endogeneização do governo, para a percentagem do consumo público e deste em conjunto com as transferências no PIB, deflacionados pelos índices de preços respectivos. Estes autores dão particular ênfase às hipóteses formuladas por Baumol e por Kau e Rubin em 1981: a primeira, relacionada com o crescimento dos custos de oferta dos bens e serviços fornecidos publicamente; a segunda, com a diminuição do custo de colecta dos impostos, em particular dos seus custos de bem-estar social, devido às dificuldades acrescidas de evasão fiscal à medida que se desenrola o progresso económico. Como refere West (1991), as duas argumentações sustentam um aparente paradoxo: pela hipótese de Baumol, concluir-se-ia que as despesas públicas cresceriam porque os custos aumentaram; pela de Kau e Rubin, elas cresceriam em consequência da diminuição dos custos. Desta constatação, o autor infere a necessidade de uma outra modelização das despesas públicas. Na prática, as duas hipóteses serão testadas por Ferris e West (1996): a primeira (Baumol), numa equação da oferta; a segunda (Kau e Rubin), numa equação da procura. Das cinco variáveis associadas a esta última argumentação – proporção do emprego por conta própria, *ratio* da produção de bens de equipamento na produção de bens de consumo, urbanização, participação feminina no trabalho e grau de abertura – apenas as últimas três são referenciadas no quadro 2.1. A hipótese da diminuição dos custos de colecta dos impostos, com as mudanças na estrutura da organização económica, parece ser particularmente validada para o consumo público: todos os coeficientes das variáveis têm os sinais

esperados e apenas a percentagem do emprego próprio não é significativa[46]. A influência da distribuição do rendimento é contemplada com a introdução da variável grau de pobreza e verificando-se que a sua diminuição ao longo do tempo contribuiu para um decrescimento do peso do sector público, nos Estados Unidos, de 1959-89. A percentagem da população na agricultura (não incluída no quadro) e a percentagem do emprego público, variáveis associadas à literatura dos grupos de interesse, influenciam positiva e significativamente as duas variáveis dependentes. As outras duas variáveis, percentagem da população sindicalizada e percentagem da população com mais de 65 anos, acolhidas pela mesma literatura, vêem os seus sinais esperados serem reinterpretados pelos autores referidos. Não é certo, segundo estes investigadores, que o aumento daquelas percentagens implique o crescimento das despesas públicas no produto.

Em suma, à luz desta breve revisão da literatura empírica – que utiliza séries temporais e modelos eclécticos – sublinharíamos a diversidade dos modelos e resultados obtidos. Apesar da abundância e sofisticação da literatura teórica sobre o assunto, as aplicações empíricas estão ainda numa fase exploratória. As variáveis utilizadas como *proxies* são uma das suas limitações: a percentagem da população sindicalizada, ou o número de grupos, ou o grau de abertura, pretendendo representar a influência dos grupos de interesse, são elucidativas. A literatura teórica é omissa quanto à especificação de um modelo que contemple as diferentes teses explicativas. Os estudos empíricos incorporam-nas, então, aditivamente e, apesar de reconhecerem a possibilidade de existência de causalidade nos dois sentidos, são raros os estudos que testam esta hipótese e que usam equações simultâneas.

Uma outra lacuna é ainda de salientar. Apenas subliminarmente a teoria distingue os efeitos sobre os vários tipos de despesa pública. Apesar de as transferências para os particulares e o consumo público reconhecidamente

[46] Estranhamente, os autores esperam que o grau de abertura influencie negativamente o consumo público, mas concluem em sentido diverso quando comentam os resultados (cf. Ferris e West, 1996, p. 549).

possuírem padrões de evolução temporal distintos, pouca ênfase teórica é prestada a essa diversidade. O trabalho empírico ressente-se e opera um mesmo modelo para o conjunto das despesas públicas e para cada uma das suas componentes. Os resultados, alguns deles reportados no quadro 2.1, confirmam a diversidade de resposta dos vários tipos de despesa às variáveis explicativas. A estimação das diferentes componentes da despesa pública através de equações independentes, como o fazem os estudos por nós referenciados, pode ser também objecto de reparo. Não é absurdo esperar que a evolução de uma particular componente das despesas públicas seja condicionada pelo evoluir das restantes.

2.3 – ... a Alesina: o ciclo das despesas públicas

Na presente secção apresentaremos as principais contribuições que se nos afiguram relevantes para explicar um eventual comportamento cíclico das despesas do sector público administrativo. Alberto Alesina é certamente uma referência inevitável da literatura dos ciclos políticos – uma das literaturas que proficuamente tem contribuído, directa ou indirectamente, para a sugestão de um comportamento cíclico nas despesas públicas –, do mesmo modo que, pioneiramente, o trabalho de Adolph Wagner inspirou a previsão de um crescimento temporal das despesas públicas.

No ponto anterior foram especialmente destacadas as teses que, no nosso entender, remetem para esta evolução de longo prazo, enquanto no actual sobrelevaremos os contributos das literaturas dos ciclos políticos e das políticas de estabilização para a explicação das flutuações conjunturais das despesas públicas.

2.3.1 – Os ciclos políticos

2.3.1.1 – Os modelos dos ciclos político-económicos: breve sistematização

As interacções entre a política e a economia, ou, mais concretamente, entre os ciclos políticos e os ciclos económicos, suas componentes cíclicas, são objecto de extensa literatura. De entre esta, parte explora prioritariamente a influência dos ciclos económicos nos ciclos políticos, enquanto a outra parte enfatiza a relação inversa, a possibilidade de os ciclos políticos induzirem comportamentos cíclicos nos principais agregados económicos. Se uma se vocaciona mais para explicar de que modo os bons e maus resultados económicos determinam a reeleição ou a

substituição do(s) partido(s) no governo, a outra, explorando o facto de a actuação do governo ser validada ou não periodicamente nas eleições, institui estes marcos em factores indutores de comportamentos cíclicos nas variáveis macroeconómicas, designadamente quando os políticos privilegiem a probabilidade de ser reeleitos e/ou sejam fortemente condicionados pelas suas preferências partidárias.

Na prática, ambos os tipos de estudos encontram-se profundamente interligados. Os estudos que avaliam a influência dos resultados macroeconómicos na apreciação da actuação governativa são importantes, tanto para os que exploram a causalidade no sentido dos ciclos económicos para os ciclos políticos, como para os que o fazem em sentido inverso. Estes estudos associam aos indicadores económicos, em alternativa, ora séries temporais de percentagens de votos do(s) partido(s) que pretende(m) permanecer no poder, ora índices de aprovação política obtidos através da realização de sondagens – as chamadas funções voto e funções popularidade[47]. Cientes do tipo e da magnitude da influência que a inflação, o desemprego e o crescimento do produto exercem sobre a tendência de voto, os políticos que visem ser reeleitos tenderão a adoptar políticas económicas que lhes permitam induzir alterações daquelas variáveis económicas a seu contento nos momentos que antecedem as eleições. Em situação de défice de popularidade, estas práticas serão previsivelmente mais frequentes, como se infere da análise de alguns dos modelos[48] que adiante referiremos mais em detalhe.

[47] Chappell Jr. (1990) referencia especialmente os estudos de Kramer de 1971 e de Fair em 1978, 1982 e 1988, mas também os de Hibbs, de 1982 e 1987: os primeiros, estimam funções voto; os de Hibbs, funções popularidade. Pretendendo avaliar até que ponto as fontes de dados utilizadas por um e outro tipo de funções revelam comportamento semelhante, Chappell Jr. estimou conjuntamente ambas as funções para os Estados Unidos no pós-guerra. Concluiu que, apesar dos impactos das variáveis económicas em ambas as equações serem qualitativamente semelhantes, o coeficiente da inflação tem valor semelhante ao da taxa de crescimento do produto na função voto e é quase o dobro na função popularidade. As diferenças encontradas nas respostas dos eleitores e inquiridos nas sondagens parecem demonstrar uma visão mais prospectiva dos primeiros e mais retrospectiva dos segundos.

[48] *V. g.* Frey e Scnheider (1978). Estes autores admitem a possibilidade de estas práticas apenas serem realizadas quando existe défice de popularidade (cf. *op. cit.*, p. 180).

A literatura sobre os factores que influenciam as decisões de voto e que explicam os resultados eleitorais é vasta[49] e não será aqui, explicitamente, recenseada, por se encontrar fora dos nossos objectivos. Estes objectivos, ou seja: a explicação da componente cíclica da despesa pública, entroncam-se prioritariamente na possibilidade de os políticos – pelo menos aqueles que privilegiem a sua reeleição e/ou a sua fidelidade ideológico-partidária – poderem manipular os "instrumentos" de política económica, de modo a que sejam influenciadas as variáveis económicas durante o período eleitoral. Cingir-nos-emos, pois, a uma breve recensão deste último ramo da literatura.

Os modelos dos ciclos políticos desenvolvidos em meados dos anos setenta[50] pressupunham, diferentemente dos modelos que se desenvolveram posteriormente, que os agentes económicos possuíam expectativas adaptativas. Esta assunção permite postular a existência de uma relação inversa, a curto e a longo prazo, entre a inflação e o desemprego. Explorando sistematicamente uma mais vantajosa curva de Phillips de curto prazo, os governantes poderiam, em vésperas de eleições, reduzir o desemprego sem gerar "demasiada" inflação e adoptar, uma vez passado o período eleitoral, políticas económicas contraccionistas de combate à inflação: fases de recessão económica suceder-se-iam a fases de expansão, de acordo com o ciclo eleitoral. O modelo desenvolvido por William Nordhaus (1975) é um dos que, de forma pioneira, prediz tais resultados. Assenta no pressuposto de que os governantes têm interesses próprios a satisfazer (a maximização do número de votos obtidos) e que os cidadãos-eleitores são incapazes de reter e memorizar experiências passadas, assim como de antecipar acontecimentos futuros. Nestas circunstâncias, os políticos no poder lograriam obter dividendos eleitorais explorando, em simultâneo, esta "miopia"[51] dos eleitores – já que estes são

[49] A título de exemplo, vejam-se Fiorina (1991) e Pereira de Moura (1981). Schneider e Frey (1988) e Mueller (1990) fazem uma revisão da literatura empírica sobre as funções popularidade e voto.

[50] O estudo de Francisco Pereira de Moura (1981) sobre os ciclos políticos recenseia modelos anteriores, os de Kalecki e de Åkerman.

[51] Segundo King Banaian (Willett e Banaian, 1988, p. 119), "the term myopia has been defined differently by many economists in discussing PBCS, and these differences have created confusion in

facilmente enganáveis – e o desfasamento com que a inflação reflectiria as políticas económicas expansionistas pré-eleitorais. Outros investigadores[52] concluem pelo mesmo tipo de ciclos, habitualmente designados por ciclos "oportunísticos", relaxando e reformulando alguns dos pressupostos enunciados.

Os modelos vulgarmente denominados por modelos partidários, que devem a sua formulação inicial a Douglas Hibbs Jr.[53], são contemporâneos dos modelos que admitem que o principal objectivo dos governantes é serem reeleitos, sendo a inflação e o desemprego um "mal" que afecta igualmente todos os cidadãos (modelos dos ciclos "oportunísticos"). Ora, justamente, os modelos dos ciclos partidários alegam que os efeitos nocivos da inflação e do desemprego não se repartem igualmente por todos os cidadãos-eleitores. O desemprego penalizaria mais as classes de rendimento baixo, constituídas por indivíduos que possuem quase exclusivamente capital humano e ocupam empregos menos qualificados e "seguros", enquanto as classes do topo da escala, classes altas, seriam detentoras de capital financeiro e de empregos qualificados e "seguros", sendo por isso mais afectadas pela inflação do que pelo desemprego. Como refere Hibbs Jr. (1992), a teoria partidária assenta na observação empírica estilizada que realça a fractura "classista" dos partidos: as classes da base da escala constituem a plataforma de apoio dos partidos de esquerda; as do topo da escala são a base de sustentação dos partidos de direita. Sendo fiéis às respectivas bases de apoio, os partidos de esquerda e os de direita manifestarão, também eles, diferentes preferências pelo binómio inflação-desemprego e ponderarão diversamente o combate à inflação e ao desemprego. Os partidos de esquerda seriam mais propensos que os de direita à prossecução de políticas expansionistas a fim de diminuir o desemprego e aumentar a produção, correndo, embora, o risco de uma maior inflação.

critiquing the literature." Este autor distingue a miopia dos governantes da dos eleitores e, ainda, a miopia prospectiva da miopia retrospectiva.

52 Frey e Ramser, em 1976, Lindbeck, no mesmo ano, e MacRae, no ano seguinte, todos cit. por Pereira de Moura (1981).

53 Hibbs Jr. (1992) faz uma revisão crítica da teoria partidária onde resgata os seus trabalhos mais antigos de meados dos anos 70.

Contrariando o ponto de vista convencional de que os eleitores reagiriam de modo mais ou menos homogéneo a eventos económicos, Hibbs conclui pela não convergência partidária das políticas, pela inexistência de uma situação de equilíbrio em que a política proposta pelos partidos reflecte as preferências do eleitor situado na mediana do espectro político – o eleitor mediano. Essa convergência, prenunciada pelo teorema do eleitor mediano num sistema bi-partidário, é teoricamente questionada quando a distribuição das preferências dos eleitores não é uni-modal (como seria o caso relativamente à inflação e ao desemprego) e as propostas não são uni-dimensionais[54]. Revelando pois uma maior aversão ao desemprego do que à inflação, em conformidade com as suas plataformas de apoio, os partidos de esquerda, quando sucedessem no governo a partidos de direita, propenderiam a gerar uma fase de expansão económica ao implementarem políticas expansionistas.

Os modelos dos ciclos políticos partidários – ciclos políticos de alternância do partido no governo – predizem ciclos económicos com o seguinte perfil: fases de expansão económica sucedem-se a fases de recessão quando, no poder, um partido de esquerda substitua um de direita. Porém, como admite Hibbs Jr. (1992, p. 363), a teoria partidária prevê a importância empírica destas diferenças apenas marginalmente. Todos os governos responderão a inflações elevadas e crescentes com políticas contraccionistas e a prolongadas recessões com políticas expansionistas.

Tal como os modelos antes referenciados, os modelos dos ciclos partidários pressupõem expectativas adaptativas e, por conseguinte, a possibilidade de as políticas implementadas pelos diferentes partidos induzirem efeitos "reais" duráveis, mesmo quando antecipadas pelos agentes económicos. Diversamente, os modelos que se desenvolveram posteriormente, em meados dos anos oitenta, incorporam já a hipótese de os eleitores terem expectativas racionais. Mas aí, a possibilidade dos ciclos políticos gerarem ciclos económicos poderia, no caso

54 Sobre a não convergência de políticas, ver Nordhaus (1989).

limite, ser inviabilizada. Apenas as políticas não antecipadas pelos agentes económicos teriam efeitos "reais", à luz dos argumentos expendidos por Robert Lucas, em1973, e por Thomas Sargent e Neil Wallace, dois anos depois. Algumas considerações adicionais permitirão, no entanto, salvaguardar a existência de ciclos políticos racionais, oportunísticos e partidários, só que de dimensão previsivelmente mais modesta.

Essas considerações adicionais são, por exemplo, para Kenneth Rogoff e Anne Sibert (1988), a existência de assimetria e desfasamento da informação. A capacidade de os governos fornecerem bens e serviços ao mínimo custo possível, a sua competência, é o factor que os eleitores mais valorizarão aquando do acto eleitoral, dispondo, porém, dessa informação em data posterior à que fica disponibilizada para os governantes. O facto de o governo conhecer, antes dos eleitores, qual a sua competência, poderá levá-lo a manipular os "instrumentos" de política económica em vésperas de eleições, de modo a parecer mais competente do que efectivamente é (a sugestão de uma maior competência é dada por um *ratio* mais elevado das despesas públicas nos impostos). Esta assimetria temporária da informação induzirá antes de tudo ciclos políticos orçamentais e não necessariamente de desemprego e crescimento, devido à hipótese das expectativas racionais. E, mesmo assim, esses ciclos políticos nas despesas e impostos serão de curta duração, podendo não ocorrer em todas as eleições. A possibilidade de terem repercussões na própria composição das despesas públicas é particularmente importante, como faz notar Rogoff (1990, p. 21): "The incumbent leader has an incentive to bias preelection fiscal policy toward easily observed consumption expenditures, and away from government investment."

Alesina e Roubini (1992) classificam os trabalhos de Cukierman e Meltzer e de Persson e Tabellini entre os representantes dos modelos racionais oportunistas e expandem o termo competência de modo a significar a capacidade dos políticos manterem baixa a inflação e desemprego, reconhecendo ser, todavia, limitada a capacidade oportunística dos governos.

A segunda geração de modelos dos ciclos políticos partidários integra também a hipótese das expectativas racionais e deve o seu desenvolvimento inicial a trabalhos como os de Chappell e Keech, de 1986 e 1988, de Alesina, de 1987, e de Alesina e Sachs, de 1988[55]. Para estes autores, as diferenças ideológicas dos partidos de esquerda e de direita, quando conjugadas com contratos salariais negociados por períodos superiores a um ano, poderão originar comportamentos cíclicos no produto, desemprego e inflação, ainda que os eleitores não se deixem enganar e possuam expectativas racionais.

A incerteza dos eleitores sobre o resultado eleitoral fará com que as suas expectativas sobre a inflação sejam uma média das que previsivelmente ocorreriam na economia se um ou outro partido ganhasse as eleições e será de acordo com essas expectativas que negociarão os seus contratos salariais. Deste modo, a transferência de poder para um partido de esquerda gera uma expansão transitória no produto e no emprego, devido à inflação antecipada nos salários ser inferior à que efectivamente decorrerá da aplicação das preferências ideológicas desse partido à política económica. Ajustados os salários à revisão das expectativas da inflação, produto e desemprego retomarão o seu nível "natural" e a inflação manter-se-á permanentemente mais elevada. Resultados opostos são de prever com a mudança do partido no governo da esquerda para a direita. Assim, o tipo de ciclo político previsto pela teoria racional partidária difere apenas do prognosticado pela teoria partidária na persistência dos seus efeitos sobre o produto e o desemprego. Diferentemente desta, a teoria racional partidária espera que esses efeitos sejam apenas transitórios, sendo possível, inclusive, expandir estes efeitos a reeleições do mesmo partido se as mesmas não fossem esperadas, como admitem Alesina e Roubini (1992, p. 669)[56].

---

[55] Cit. por Alesina (1988, 1989) e Hibbs Jr. (1992). Para uma análise mais detalhada da teoria racional partidária, consultem-se estas recensões de Alesina e Hibbs. Mais recentemente, Alesina, Roubini e Cohen (1997) editaram uma boa revisão da literatura, teórica e empírica, dos ciclos políticos. Como era de esperar, a teoria racional partidária é especialmente relevada.

[56] A incerteza quanto à probabilidade de serem reeleitos é, aliás, um factor que não é explicitamente tido em conta nos estudos empíricos dos representantes dos modelos dos ciclos políticos

Uma versão menos "forte" dos modelos dos ciclos políticos partidários racionais é apresentada por Alesina e Roubini, em 1992. Esta versão contempla a possibilidade de ocorrência de efeitos transitórios nas variáveis reais quando haja mudança de partido no governo e esta mudança tenha sido antecipada pelos eleitores. Alegando a dificuldade empírica de medir alterações não esperadas da política económica, estes autores, socorrendo-se da tradição dos "novos keynesianos"[57], passam a admitir que as políticas sobre a procura agregada induzem efeitos reais, sejam ou não antecipadas pelos agentes económicos (cf. *op. cit.*, p. 670)[58]. Em consequência, optam por estimar os efeitos sobre o produto, desemprego e inflação das substituições de partido no poder, independentemente do grau de incerteza das mesmas.

Alberto Alesina (1989) admite também a hipótese de os políticos não agirem apenas de acordo com as suas preferências ideológicas. A necessidade de garantir a sua reeleição como meio de implementar as "suas" políticas poderá levá-los, em vésperas de eleições, a aproximarem-se das preferências dos eleitores que se encontram no centro ("*middle of the road*" *voters*). A possibilidade dos políticos adoptarem simultaneamente comportamentos ideológicos e "oportunísticos" não induzirá, no entanto, a convergência de políticas para as preferências do eleitor mediano. Na realidade, este investigador prediz que, em vésperas de eleições, os

racionais partidários.

[57] Fischer (1977) e Taylor (1980) pertencem a esta corrente e postulam que a existência de contratos de trabalho alternados fixados por períodos longos de tempo permitem que as políticas económicas, antecipadas ou não, induzam efeitos reais, em consequência de os governos alterarem estas políticas mais amiúde do que o ritmo a que aqueles contratos são negociados.

[58] Hibbs Jr. (1992) critica ambas as versões da teoria racional partidária, a estrita e a mais geral. Na primeira versão, o autor julga misterioso o motivo pelo qual a contratação salarial é efectuada antes e não após as eleições, quando a probabilidade de os agentes económicos errarem as suas previsões seria mínima. A coexistência da hiper-racionalidade individual com a irracionalidade das instituições contratuais, constitui, pois, objecto de crítica. Aliás, na maioria dos países europeus e no Japão os contratos salariais são anuais. Na versão mais geral, admitindo também que as políticas antecipadas poderão ter efeitos reais, esbatem-se as diferenças entre a teoria racional partidária e a partidária. Segundo este investigador, quando a estrutura da economia é governada pela *hysteresis* e pelas propriedades do crescimento endógeno, poderão ocorrer efeitos persistentes sobre as variáveis reais favoráveis às hipóteses da teoria partidária. Em suma, Hibbs defende que a distinção empírica entre uma e outra teoria exige que os testes sejam efectuados sobre os efeitos, no crescimento e no desemprego, de alterações esperadas do partido no governo e de reeleições não esperadas. E, para isso, a versão mais forte da teoria racional partidária é requerida.

partidos de esquerda no poder poderão confrontar-se com a necessidade de adoptar políticas económicas contraccionistas para combater a inflação que anteriormente geraram (por via das suas preferências ideológicas), a fim de ganharem, com maior probabilidade, as eleições. Já os de direita, com menor inflação, poderão induzir uma fase expansionista no produto e emprego que lhes assegure uma maior probabilidade de vitória. Resumidamente, se os partidos apenas agissem segundo as suas preferências ideológicas, teríamos uma fase curta de expansão económica quando um governo de esquerda sucedesse a um de direita e de recessão quando ocorresse o inverso; se tivessem motivações ideológicas e oportunistas, uma fase de expansão económica de não mais que dois anos alternaria com uma de recessão, para a primeira hipótese, e o inverso, para a segunda. Na prática, se considerássemos ambas as motivações, as previsões seriam idênticas às dos ciclos políticos oportunísticos quando os governos estão sob a administração de partidos de direita (recessão no início do mandato e expansão no fim)[59]. Os resultados apenas seriam diferentes quando no governo estivesse um partido de esquerda.

Um outro modelo, o de Frey e Schneider (1978), conjuga também os incentivos eleitorais e ideológicos na formação dos ciclos político-económicos, mas, diversamente do anterior, endogeneíza o governo através da interacção dos sistemas político e económico. As motivações ideológicas e eleitorais do partido no governo são mediatizadas pela sua popularidade; funções de reacção ou políticas e funções popularidade são estimadas simultaneamente. Se a função popularidade dá conta da eventual influência dos acontecimento económicos (e não económicos) na avaliação que os eleitores fazem sobre as actuações do governo e da oposição, como já antes foi referido, a função de reacção exprime o modo como os governantes, manipulando os "instrumentos" de política económica, reagem àqueles acontecimentos quando conscientes da sua popularidade. Esta

[59] Chappell Jr. e Keech (1986) encontram evidência empírica desta coincidência de previsões de ambos os modelos de ciclos nas administrações republicanas (os republicanos são identificados como sendo

reacção caldeará de maneira diversa as motivações ideológicas e eleitorais, consoante o partido no governo registe um excedente ou um défice de popularidade. Em caso de défice, tenderá a adoptar uma política económica expansionista antes das eleições (oportunismo eleitoral) e, em caso de excedente, a agir de modo conforme às suas preferências ideológicas[60]. De acordo com estes autores, o oportunismo eleitoral dá origem a políticas expansionistas de estímulo ao emprego e ao rendimento pessoal por estas se terem revelado as políticas mais populares nas funções voto e popularidade (cf. Schneider e Frey, 1988, p. 260).

Em resumo, a literatura dos ciclos político-económicos, sublinhando a importância do processo político na escolha da política económica em regimes de democracia representativa, estatui a existência de interacção entre os ciclos políticos e os ciclos económicos. A endogeneização da política é uma característica desta literatura, que decorre do facto de se assumir que os políticos no governo têm motivações próprias e que procurarão satisfazê-las. O governo deixa de ser considerado um árbitro benevolente, apenas preocupado com a satisfação do bem-estar social, para estar sujeito, também ele, à satisfação dos seus próprios interesses. Consoante nesses interesses predominem as motivações associadas à sua reeleição e/ou à fidelidade ideológico-partidária (satisfação das específicas preferências dos grupos sociais que constituem a plataforma de apoio do partido) teremos diferentes opções de política económica, programadas em estreita articulação com o calendário eleitoral. Destas diferentes opções resultarão, por sua vez, ciclos económicos com perfis diferentes: os ciclos "oportunísticos", os ciclos partidários e os ciclos "híbridos". A assunção quanto ao tipo de expectativas, adaptativas ou racionais, também condicionará aqueles perfis.

de direita) de Nixon (1969-1972) e de Reagen (1981-1984).

[60] Cf. Frey e Schneider (1978, p. 174). O modelo desenvolvido por estes investigadores neste artigo e em artigos subsequentes encontra-se referenciado nos trabalhos de Ribeiro e Carvalho, 1996; de Pereira de Moura, 1981; e de Lybeck, 1986.

A influência das condições económicas sobre os resultados eleitorais, estudada sobretudo no âmbito da ciência política[61], é outro ramo daquela literatura que não explorámos. O facto é que a influência dos resultados económicos sobre a própria composição política dos governos poderia até ser concordante com as previsões dos ciclos políticos partidários: quando a inflação fosse alta, os eleitores elegeriam partidos de direita; quando o desemprego fosse sentido como o problema mais premente, os resultados eleitorais seriam favoráveis aos partidos de esquerda (cf. Alesina, 1989, p. 78). Os partidos de direita confrontar-se-iam, então, com a necessidade de realizar políticas contraccionistas no início dos seus mandatos e os de esquerda, políticas expansionistas.

2.3.1.2 – Os ciclos políticos nas despesas públicas

As fracturas existentes entre os diferentes modelos dos ciclos políticos reflectem-se com menor intensidade nas previsões que efectuam sobre o comportamento cíclico das variáveis de política económica do que sobre o comportamento cíclico do produto e desemprego. Mas os "instrumentos" de política económica são vários e os governos, mesmo quando agem "oportunisticamente", optarão em diferentes períodos eleitorais por diferentes combinações dos mesmos. Assim sendo, os reflexos dos objectivos eleitorais e/ou ideológicos na manipulação da política monetária e fiscal serão, porventura, pouco nítidos. Feita esta ressalva, e expandindo às despesas públicas as previsões efectuadas para a política económica pelos diferentes modelos dos ciclos políticos revistos, esperam-se os seguintes comportamentos cíclicos das despesas públicas:

1. Aumento das despesas públicas, em particular das transferências, antes das eleições e redução das mesmas após o período eleitoral – para os que acreditam ser a principal motivação dos governos a sua reeleição, com ou

[61] No entanto, Frey e Schneider (1978), Schneider e Frey (1983) ou Lybeck (1986) incorporam esta influência, estimando simultaneamente funções popularidade e funções de reacção. Já Alesina e os seus

sem "miopia" dos eleitores, com expectativas adaptativas ou com expectativas racionais (Nordhaus, 1975 ; Rogoff e Sibert, 1988; Rogoff, 1990).

2. Aumento (diminuição) das despesas públicas após o acto eleitoral, quando um partido de esquerda (direita) sucede a um de direita (esquerda) – para os defensores dos ciclos puramente ideológicos (Alesina ; Hibbs Jr.).
3. Aumento (diminuição) das despesas públicas após o acto eleitoral e diminuição (aumento) no período anterior às eleições, quando um partido de esquerda (direita) sucede a um de direita (esquerda) – para os defensores de ciclos políticos motivados por razões ideológicas e oportunistas (Alesina, 1989).
4. Aumento das despesas públicas antes das eleições quando o partido no governo (de direita ou de esquerda) regista um défice de popularidade e diminuição das mesmas após o acto eleitoral, caso tenha sido eleito um partido de direita. Se a sua popularidade é elevada, os governos adoptarão políticas ditadas pela sua ideologia, isto é, os de esquerda aumentarão as despesas públicas, os direita diminuí-las-ão, ou seja, o ciclo das despesas será do tipo partidário (Frey e Schneider, 1978; Schneider e Frey, 1983 e1988).

O comportamento cíclico das despesas públicas induzido pelos ciclos políticos será ainda matizado pela existência de assimetrias[62], que levam a que nos períodos de expansão fiscal se aumentem as despesas e nos de ajustamento se agravem os impostos, ao invés da redução das despesas, como o comprovam vários estudos, entre os quais Alesina e Perotti (1995a). A ser assim, o saldo orçamental registaria o típico comportamento cíclico, com aumentos e diminuições de acordo com os diferentes modelos dos ciclos políticos, mas as despesas públicas registariam, quando muito, fases de aceleração de crescimento a que se sucederiam

colaboradores ignoram-na, assumidamente, nos seus estudos empíricos (cf. Alesina, 1988, p. 46).

[62] As assimetrias, como afirmámos na secção do crescimento das despesas públicas, são

fases de desaceleração. Ou seja, o comportamento cíclico das mesmas sobrevem no desvio relativamente à tendência: fases de expansão significarão um crescimento acima da tendência e, por isso, um desvio positivo, enquanto fases de contracção fiscal traduzirão um crescimento a um ritmo inferior ao da tendência, logo, um desvio negativo. Estas são, pois, algumas das conclusões que poderíamos retirar de um conjunto de contribuições ainda não referenciado, as da literatura das determinantes político-económicas dos défices públicos. Outras ilações suplementares serão porventura relevantes, importando, por isso, abordarmos, ainda que não exaustivamente, estas contribuições.

A literatura das determinantes político-económicas dos défices públicos é prolixa na enumeração dos factores que têm determinado a evolução dos défices – o seu crescimento "excepcional" durante os anos 70 e início dos anos 80 e a dificuldade de ocorrência de ajustamentos fiscais duráveis. Alesina e Perotti (1995a) relacionam o insucesso destes ajustamentos fiscais com o facto de eles ocorrerem por via do aumento dos impostos e não por redução das despesas públicas, em particular, das transferências e salários dos funcionários públicos. A assimetria no uso dos "instrumentos" de política fiscal é a razão próxima, ocorrendo a expansão fiscal por aumento das despesas e o ajustamento por aumento dos impostos, como já antes foi referido. Os factores que potenciam essa assimetria são vários: a fragmentação política dos governos; a sua duração média; a ideologia; o calendário eleitoral; a fase do ciclo económico. São factores relevantes para, eventualmente, determinarem a tendência de crescimento das despesas públicas, mas também para influenciarem o seu comportamento cíclico, ainda que de forma diferente. Vejamos como:

- Alesina e Perotti (1995a), e já antes Roubini e Sachs (1989a e b), defendem que os governos formados por coligações de partidos têm uma maior propensão despesista, o que se reflecte na sua particular inabilidade

susceptíveis de gerar efeitos duradouros nas despesas.

de realizar ajustamentos com sucesso[63], devido à possibilidade de os partidos fazerem acordos (*log-rolling*) beneficiadores das suas específicas bases de apoio e de resistirem aos ajustamentos por temerem a desigual distribuição dos seus custos pelos diferentes parceiros de coligação[64]. Roubini e Sachs preferem, no entanto, dizer que as coligações não possuem particular inclinação para induzirem crescimentos "excessivos" das despesas, mas sim tendência para não realizarem os cortes necessários (1989b, p. 925). A alternância entre governos mono-partidários e de regimes de coligação deveria, tal como os ciclos políticos partidários prevêem para a alternância de partidos no governo, gerar então um comportamento cíclico nas despesas públicas. Mas, com igual propriedade, se poderá conjecturar que os períodos de tempo onde tenham ocorrido maior número de governos de coligação registem um crescimento tendencial das despesas públicas superior ao dos outros períodos.

- A ideologia partidária foi anteriormente referida como um factor passível de influenciar o comportamento cíclico das despesas. Com bases de apoio constituídas por eleitores economicamente mais desfavorecidos e, por isso, mais sensíveis ao problema do desemprego, os partidos de esquerda propenderiam a realizar mais políticas expansionistas e, entre aumentar aos impostos ou reduzir as despesas, a optar pelos primeiros, de modo a que ajustamentos fiscais se repercutam com o menor custo possível sobre os seus apoiantes. Em sentido contrário concluem Alesina e Perotti (1995a): os governos socialistas e sociais-democratas, que os autores classificam de esquerda, foram capazes de iniciar mais políticas de ajustamento fiscal e com maior êxito, isto é, ousaram efectuar cortes nas despesas. Provavelmente por lhes ser mais fácil a negociação com as

63 Segundo Alesina e Perotti (1995a, p. 234), a probabilidade de o fazerem é apenas de 8.7 %, contra os 35.7 % do partido único e os 46.7 % dos governos minoritários.

estruturas sindicais, suas bases de apoio, atenuando os conflitos sociais que daí decorreriam. Ora, a ser verdadeira a inclinação dos partidos de esquerda por políticas mais despesistas, deveria ser mais acentuado o crescimento tendencial das despesas públicas em períodos onde a esquerda tivesse permanecido durante mais tempo no governo.

- A duração média dos governos influencia a sua responsabilização e a incerteza do eleitor mediano, por muitos considerado o eleitor representativo. Quanto menor a duração média dos governos, maior a frequência de ocorrência de ciclos políticos das despesas, mas também maior o crescimento esperado para as despesas em períodos em que ocorram mais mudanças de governo. A duração dos governos não está, é óbvio, dissociada da sua composição: os governos de coligação duram menos tempo do que os mono-partidários (cf. Alesina e Perotti, 1995b). Por sua vez, a menor duração torna-os menos responsabilizáveis e, portanto, mais sujeitos quer à pressão dos grupos de interesse, quer à consumação de comportamentos estratégicos[65].
- Os anos de eleições são anos em que é particularmente difícil proceder a ajustamentos fiscais. Aliás, os defensores dos ciclos políticos oportunísticos fazem-nos crer, como já foi referido, que esses são tempos de políticas expansionistas.
- A fase do ciclo económico é um factor de assimetria adicional de que posteriormente se dará conta.

Em suma, poderemos inferir que o contributo adicional da literatura das determinantes político-económicas dos défices públicos à explicação do comportamento cíclico das despesas consiste na ponderação das assimetrias

64 Spolaore, 1993 (não publicado). Cit. por Alesina e Perotti (1995b).

65 Alesina e Perotti (1995b, p. 14) relatam dados sobre a duração média dos governos no conjunto dos países da OCDE concordantes com um eventual comportamento estratégico face à dívida pública. Entre 1960 e 1972, o tempo médio de governação era de 10.5 anos contra 6.5 anos, no período que vai de 1973 a 1987. Neste último período, registou-se simultaneamente um agravamento drástico da dívida pública na generalidade dos países.

relacionadas com a fragmentação política dos governos: governos formados por coligações de partidos, quando sucedem a governos de um único partido, poderão originar um crescimento das despesas acima da sua tendência de longo prazo, passando-se o inverso quando governos mono-partidários sucedem a coligações.

Finalmente, note-se que estes são prognósticos estilizados. A existência de ciclos políticos nas despesas públicas resultará naturalmente comprometida em: pequenas economias abertas, pelos condicionalismos a que estão sujeitas (Lindbeck, 1976); países onde a data das eleições é determinada endogenamente (Alesina, Cohen e Roubini, 1992 e 1993); países onde as diferenças ideológicas entre os partidos mais representativos não sejam substanciais e/ou os governos sejam formados por coligações de partidos de várias ideologias, comprometendo a evidência dos ciclos partidários (Alesina e Roubini, 1992); países pertencentes à UE e que necessitem cumprir os critérios de convergência para a adesão à moeda única, em particular os relativos ao défice orçamental e à dívida pública; economias cujos governos e partidos tenham interiorizado os novos paradigmas dominantes da teoria económica, que relativizam significativamente a eficácia das políticas que agem sobre a procura; países cujos governantes recorram aos vários "instrumentos" de política económica de forma diversa, nas mesmas situações (Alesina, Roubini e Cohen, 1997, p. 108).

2.3.1.3 – A evidência empírica dos ciclos políticos nas despesas públicas

A evidência empírica da manipulação dos "instrumentos" de política económica é, como afirmam Alesina, Cohen e Roubini (1993, p. 3), mais favorável às teses dos ciclos oportunísticos. Com base numa amostra constituída por 13 países com dados trimestrais de 1964 a 1985,[66] estes autores testam explicitamente a hipótese de ocorrência de um ciclo eleitoral no *ratio* das despesas públicas totais e desagregadas no produto e obtêm estimativas com o sinal correcto mas

[66] Para seis dos países da amostra o período inicia-se em 1972 e não em 1964 (cf. *op. cit.*, p. 16).

estatisticamente pouco significativas, apesar de no défice público terem alcançado resultados significativos para o ciclo eleitoral. Os autores atribuem estes resultados mais fracos nas despesas públicas à possibilidade de os governos agirem de modo expansionista, seja pelo aumento nas despesas, seja pela diminuição dos impostos. Crêem, aliás, que os resultados são mais conformes à sua hipótese das expectativas racionais (se os políticos pudessem manipular facilmente a economia e os eleitores fossem ingénuos, os resultados deveriam ser mais evidentes e com outra magnitude) e que serão influenciados pela popularidade (deficitária ou excedentária) dos governantes (cf. *op. cit.*, p. 21).

Em 1988, Alberto Alesina encontrou evidência de ciclos políticos oportunísticos nas transferências líquidas das contribuições para a segurança social, para os EUA no período de 1961-85. Porém, quando estes dados são actualizados de modo a abarcar um período mais dilatado de tempo, de 1947 a 1994, nenhuma das variáveis políticas (eleitoral e partidária) possui coeficiente estatisticamente significativo (cf. Alesina, Roubini e Cohen, 1997, p. 106). Estes resultados são também confirmados quando o período abrangido pela estimação engloba os anos de 1961 a 1994.

William Nordhaus (1989) testa o efeito das variáveis oportunísticas e ideológicas no crescimento das transferências deflacionadas pelo índice de preços no consumidor e corrigidas do efeito automático do ciclo económico, nos Estados Unidos, no período compreendido entre 1951 e 1988. Conclui que, apesar de a variável oportunística ser mais significativa do que a ideológica, ambas contribuem muito pouco para a explicação da evolução das transferências, sendo estes resultados sensíveis ao período da amostra (cf. *op. cit.*, p. 41-44).

Investigadores como Lybeck (1986) e Sørensen (1990) estimam, para a Suécia e Noruega respectivamente, modelos político-económicos para explicar o crescimento de curto prazo das despesas públicas, onde incluem a interacção das condições económicas sobre o comportamento dos eleitores e políticos, estimando funções popularidade.

Referindo-se aos modelos de Hibbs e de Frey e Schneider, Lybeck é particularmente crítico. A estabilidade das funções de popularidade, o facto de a estrutura económica implícita nestes modelos ser representada apenas pelas curvas de Phillips de curto e longo prazo e a não consideração da simultaneidade existente são algumas das suas críticas. Em alternativa, Lybeck estima para cada uma das legislaturas abrangidas no seu estudo um modelo de equações simultâneas representativas da função popularidade, da função reacção do governo e da estrutura da economia (esta modelada por um sistema de seis equações). A simultaneidade encontrada foi mínima, o que permitiu a estimação separada. As funções reacção são então estimadas para cada legislatura, com a inclusão de uma variável *dummy* para dar conta dos défices e excedentes de popularidade do governo entre eleições. As diferentes preferências ideológicas dos governos são reveladas nas diferentes equações estimadas por legislaturas, e a presença de ciclos eleitorais, pela introdução da variável explicativa do número de meses que precedem o acto eleitoral. Os resultados obtidos não foram brilhantes: as funções popularidade revelaram-se instáveis e a única variável que mostrou ser significativa foi a taxa de desemprego e, apenas, para períodos com governos fortes; as funções reacção (com as variáveis dependentes que nos interessam – variação do consumo público e das transferências para as famílias, em termos reais) revelaram-se fundamentalmente sensíveis à variável dependente desfasada de um período, isto é, sensíveis à restrição administrativa dos burocratas. Como afirma Lybeck (1986, p. 69): "The hypothesised difference in behaviour between socialist and bourgeois governments, or between popular and unpopular governments do not appear. With few exceptions, no coefficients are significant."

Sørensen também não encontrou uma relação significativa entre o ciclo eleitoral e o tipo de partido no governo (socialista ou não), com as primeiras diferenças dos logaritmos das despesas públicas totais e desagregadas em consumo público, transferências e subsídios, na Noruega, para o período de 1963-1985. As diferenças ideológicas dos partidos também não mostraram reflectir-se numa utilização assimétrica da política de estabilização: os governos socialistas não

parecem adoptar políticas mais expansionistas para combater o desemprego do que os não socialistas, nem estes, políticas mais restritivas para combater a inflação. Aliás, os resultados parecem estar mais de acordo com a hipótese de o governo reagir ao ciclo económico automática e discricionariamente, do que de utilizar as despesas públicas para gerar um ciclo económico do qual tire proveitos eleitorais. Sørensen concluiu que a variável indicativa dos diferentes governos revela, não uma preferência diferente dos partidos pelas despesas públicas, mas antes uma tendência para os governos mais recentes diminuírem a taxa de crescimento das mesmas.

Um dos "pais" de um dos modelos dos ciclos políticos referidos, Schneider, nos estudos sobre o crescimento das despesas públicas em que participa (Neck e Schneider, 1990 e Hackl, Schneider e Withers, 1995) explora as influências da ideologia, do ciclo eleitoral e da coesão política do governo (se este é ou não gerido por coligações de partidos). Nas regressões em que entram apenas estas variáveis políticas, a variável ideológica e a fragmentação política são significativas para a Austrália, enquanto para a Áustria apenas o é a variável ideológica, no período que medeia entre 1955 e 1986. Nas regressões onde se combinam todas as potenciais variáveis explicativas do crescimento das despesas públicas, nenhuma destas variáveis políticas permanece significativa (cf. Hackl, Schneider e Withers, 1995, p. 222, 224 e 228).

Entre nós, convém referir as conclusões de dois estudos recentes: o de Manuel Maria Agria (1994) e o de Carlos Barros e Ana Bela Santos (1995). O primeiro, testa a hipótese dos ciclos políticos, oportunísticos e partidários, no investimento público português em construção civil para o período que decorre de 1974 a 1992. Os seus resultados confirmam a hipótese da ocorrência de um "sobreaquecimento" do investimento em obras públicas nos períodos que antecedem as eleições, seguidos de um movimento de tendência contrária. A hipótese dos ciclos partidários não recebe qualquer confirmação empírica neste

trabalho, que segue de muito perto a modelização proposta por Alesina e Roubini[67].

O artigo de Barros e Santos (1995) relata a realização de testes de cointegração às séries portuguesas da taxa de popularidade do Primeiro-Ministro, da taxa de desemprego e da taxa de inflação, com periodicidade mensal e abarcando o período de Junho de 1986 a Junho de 1994. O trabalho destes investigadores pretende suprir uma das deficiências comuns a muitas das estimações das funções popularidade: a ausência de ponderação da possibilidade das séries serem não estacionárias. A prévia aplicação dos testes da raiz unitária, desenvolvidos por Dickey-Fuller, às séries em apreço permitiu concluir que todas elas são integradas de primeira ordem. No entanto, a hipótese de existência de cointegração entre a popularidade, o desemprego e a inflação não recebeu confirmação empírica. Neste caso, a estimação de funções popularidade através de OLS com as variáveis na forma original produz resultados espúrios. Quando incluída a popularidade desfasada de um período como variável exógena, os resultados passam a ser favoráveis à hipótese de as variáveis políticas e económicas estarem relacionadas. Os autores contraditam a conclusão de inexistência de ciclo político em Portugal, reflectida num seu trabalho anterior.

Esta breve revisão da literatura de aplicação de modelos político-económicos ao estudo do crescimento temporal das despesas públicas em diferentes países não é particularmente animadora quanto aos resultados obtidos. Os resultados não são sequer comparáveis, porque os diferentes autores utilizam diferentes modelos.

Como os vários modelos dos ciclos políticos propõem um comportamento cíclico para a política fiscal, tentar-se-á relacionar, apenas, a componente cíclica das despesas públicas com as variáveis políticas dos ciclos políticos, diferentemente do que foi feito nos estudos empíricos revistos, mas semelhantemente ao que Alesina e Roubini (1992, p. 680-682) fizeram para testar o seu modelo dos ciclos

[67] Originalmente publicada em 1990, como documento de trabalho, e mais recentemente (1992) em artigo de revista.

políticos racionais partidários, aplicando o modelo de Hamilton. Fazendo nossas as palavras de Alesina e Perotti (1995b, p. 10),

> "The point that concerns us is that political business cycles models are not well equipped to explain long-run trends in the debt-to-GNP ratios, while they can explain short-term fluctuations of spending and taxes around elections".

Esta metodologia enferma naturalmente de algumas limitações. Desde logo a inexistência de uma teoria e modelo que integrem, simultaneamente, as componentes crescimento e flutuação cíclica das despesas públicas. Além do mais, a decomposição destas duas componentes deveria ser gerada por um modelo económico e não por um qualquer método estatístico. Aliás, poder-se-ia argumentar, como o faz Plosser (1989) servindo-se de uma citação de Hicks, que os conceitos tendência e flutuação cíclica são conceitos meramente estatísticos e não económicos, não sendo lícito inferir serem diferentes as forças que imprimem dinâmicas de tendência e ciclo às variáveis económicas. A tendência da generalidade das variáveis macroeconómicas seria aleatória, pelo que qualquer choque teria efeitos persistentes e não apenas cíclicos sobre o percurso das variáveis, conclui ainda este representante da teoria dos ciclos económicos reais.

Finalmente, registe-se que a modelização que efectuaremos da componente cíclica das despesas públicas não tomará em linha de conta a possibilidade de os governantes agirem diversamente consoante registem um défice ou um superavit de popularidade. O argumento decisivo para a não estimação simultânea de uma função popularidade é o de apenas existirem dados disponíveis a partir de 1986 em Portugal, sendo o período por nós abrangido muito mais lato (1953 a 1996). Outras considerações haveria porém a acrescentar.

Como argumenta, entre outros, Borooah (1996), apesar de a popularidade política parecer depender dos resultados económicos, evidência confirmada em

variados estudos empíricos, nem a relação entre os dois é estável[68] (os critérios de sucesso económico variam ao longo do tempo), nem os eleitores percepcionam da mesma forma o que sejam "bons" ou "maus" resultados económicos. Mais: alguns desses resultados ("bons" ou "maus") não chegam a ser imputados à responsabilidade dos governantes e, logo, pouco ou nada se reflectirão nas suas taxas de popularidade (por exemplo, os efeitos imediatos dos dois choques petrolíferos). No entanto, estes mesmos eleitores poderão penalizar, nas eleições, a ausência de reacção daqueles mesmos governantes.

2.3.2 – Os ciclos económicos e as políticas de estabilização

Como já foi referido, o ciclo económico induz, automática e discricionariamente, um comportamento (anti-) cíclico das despesas públicas. O aumento da taxa de desemprego reflecte-se automaticamente no crescimento dos subsídios ao desemprego e poderá levar o governo a implementar medidas que permitam fomentar a procura, nomeadamente o aumento das despesas públicas, para combater o desemprego, independentemente de estar ou não próxima a data das eleições. De acordo com as políticas de estabilização activas, preconizadas pelos seguidores da ortodoxia keynesiana, esperar-se-ia que o governo diminuísse as despesas públicas quando aumentasse a inflação, podendo essa diminuição ser reforçada pelo pagamento de menos subsídios ao desemprego se o desemprego houvesse também diminuído.

Mas, em analogia com a assimetria referida a propósito dos ciclos políticos nas despesas públicas, um comportamento assimétrico do governo no uso dos "instrumentos" de política económica pode alterar este panorama. É o que acontecerá se as políticas expansionistas forem implementadas através de um

[68] Os resultados obtidos por Barros e Santos (1995), no sentido da inexistência de cointegração entre a taxa de popularidade, a taxa de desemprego e a taxa de inflação, permitem-nos, também, concluir pela não estabilidade desta relação em Portugal.

aumento das despesas públicas, e as restritivas, através de um aumento dos impostos. Assim sendo, a política de estabilização discricionária apenas se repercutiria positivamente nas despesas e, isso, quando o desemprego aumentasse. A reacção política à inflação poderia repercutir-se, apesar de tudo, num desvio negativo do crescimento das despesas relativamente à tendência. Esse comportamento assimétrico teria, então, repercussões permanentes sobre o crescimento das despesas. No mesmo sentido apontam os que referem a possibilidade de o processo político privilegiar um horizonte temporal de curta duração e, em consequência, poder dar-se um enviesamento das políticas económicas em favor das políticas expansionistas[69]. Estas últimas gerariam benefícios imediatos na produção e emprego e custos na inflação diferidos no tempo, passando-se o inverso com as políticas contraccionistas. Devido aos seus custos políticos, as políticas contraccionistas seriam menos utilizadas do que as expansionistas, enquanto políticas de estabilização.

A política de estabilização activa pressupõe que os co-movimentos esperados entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego são do tipo preconizado pela curva de Phillips. Os anos 70 e 80, mais concretamente o primeiro e o segundo choques petrolíferos, vieram pôr em causa esta evidência: mais inflação e mais desemprego ocorreram simultaneamente. As políticas de estabilização activas até aí preconizadas apareciam agora como conflitantes – à opção por expandir a procura para "acudir" ao desemprego contrapõe-se, no mesmo momento, a opção por contrair a procura para combater a inflação. Conflito esse que se estenderia, no campo teórico, à própria eficácia das políticas de estabilização no contexto de expectativas racionais. Enquanto política sistemática, a política anti-cíclica seria incapaz de afectar a produção, por ser completamente antecipada pelos agentes económicos, assim o argumentam Lucas (1973) e Sargent e Wallace (1975)[70].

[69] Cf. Willett e Banaian (1988, p. 116).

[70] Noutro sentido concluem os "novos keynesianos": a política de estabilização teria efeitos reais ainda que fosse antecipada. Esse efeitos seriam, porém, mais ténues do que os resultantes de políticas não antecipadas.

Esperar-se-ia que a tomada de consciência em relação a estes problemas, reforçada pelos argumentos avançados pela literatura do "*leviathan*" (que sobreleva as falhas do Estado), viesse reflectida no comportamento das despesas públicas – supostamente, as políticas discricionárias de estabilização deveriam ter menor amplitude, sobretudo a partir dos anos 80. A contrariar esta evidência estariam o crescimento automático dos subsídios ao desemprego, das reformas antecipadas e dos juros da dívida pública. O reflexo automático da inflação nas despesas, em particular nos juros da dívida pública, é habitualmente evitado pela não consideração desta componente da despesa e por se deflacionar as outras componentes da despesa pelo índice de preços no consumidor ou pelo índice de preços implícito no produto. Mesmo assim, Alesina e Perotti (1995b) esperam que o *ratio* das despesas no PIB diminua quando a inflação aumenta, pressupondo que, no curto prazo, algumas rúbricas das despesas públicas são fixadas em termos nominais. E esperam também uma resposta automática e positiva das despesas a uma desaceleração do crescimento do produto, dada a indexação das despesas ao produto potencial.

Resumidamente, o aumento do desemprego e/ou a diminuição do ritmo de crescimento do produto farão crescer as despesas públicas acima da sua tendência de longo prazo, quer por via da estabilização automática, quer através da estabilização activa. Esta última deveria ser de menor amplitude depois dos anos 80 e, previsivelmente, seria utilizada com maior intensidade pelos governos de esquerda do que pelos de direita. Os co-movimentos esperados entre as séries "destrendarizadas" das despesas públicas, do produto e do desemprego deveriam, então, revelar um comportamento das despesas anti-cíclico relativamente ao produto e pró-cíclico em relação ao desemprego. Ora, nem Fiorito e Kollintzas (1994), nem Correia, Neves e Rebelo (1992) encontraram evidência clara deste tipo de co-movimentos entre as componentes cíclicas do consumo público e do PIB para os G7 e para estes países mais a Austrália, Áustria, Portugal e Suíça, respectivamente.

O saldo da balança de transacções correntes é, em pequenas economias abertas, um dos factores a que os governos são sensíveis e que condiciona as suas opções. A deterioração deste saldo poderá induzir políticas contraccionistas, podendo estas colidirem com os outros objectivos. Justamente, Assar Lindbeck, no seu texto de 1976, questiona o sucesso das políticas de estabilização que assentam na "manipulação" da procura agregada, em particular nestas pequenas economias.

Este autor releva um outro factor que fragiliza aquelas políticas – o funcionamento do sistema político. Como já vimos na revisão da literatura dos ciclos políticos, os governantes não são árbitros benevolentes que pretendam apenas incrementar o bem-estar social. Mesmo que esse fosse o seu objectivo último, o entendimento particular que dele possuem pode levá-los a adoptar comportamentos eleitoralistas que favoreçam a sua reeleição, a fim de poderem posteriormente implementar as políticas concordantes com a sua "visão" de bem-estar social. O dever de estabilizar encontra a sua razão de ser na instabilidade "inerente" ao sector privado – diriam os primeiros keynesianos. No entanto, mesmo que essa estabilização fosse desejável e factível, poderia ser obstaculizada por uma lógica de comportamento eleitoralista e/ou ideológico "inerente" aos políticos. O compromisso de estabilizar poderá pois colidir com a necessidade muito pragmática de "desestabilizar".

Se a literatura das políticas de estabilização enfatiza a instabilidade "inerente" ao sector privado, a literatura dos ciclos político-económicos releva a instabilidade do sector público. Coloca-se, pois, a questão de saber se na génese dos ciclos económicos predominam os factores originários no sector privado ou no sector público e se os ciclos económicos devem e podem ser evitados, ainda que por políticos benevolentes. Admitindo que a estabilização da economia é desejável (o que não é consensual[71]), a existência de dois sistemas que interagem – o político e

[71] Por exemplo, os representantes da teoria dos ciclos económicos reais postulam, como diz Louçã (1997, p. 206), que "os ciclos económicos são os resultados óptimos à Pareto da resposta optimizadora dos agentes em relação a variações reais na tecnologia, produtividade ou preferências." Assim sendo, os esforços para estabilizar a economia reduziriam o bem-estar dos agentes económicos.

o económico – exige, ainda nas palavras de Lindbeck, que ambos sejam pensados em conjunto, de modo a incrementar a estabilidade de cada um deles (cf. *op. cit.*, p. 17).

3

DESCRIÇÃO E TRATAMENTO ESTATÍSTICO DAS SÉRIES

3.1 – Introdução

No presente capítulo pretende-se descrever estilizadamente a evolução das despesas públicas portuguesas no período que decorre entre 1953 e 1996 e proceder à inventariação de alguns problemas típicos das séries temporais, que fundamentam a necessidade de realizar, previamente ao trabalho de estimação, o tratamento estatístico destas séries.

No nosso caso, esse tratamento é incontornável, em virtude de a metodologia utilizada nos obrigar à decomposição das séries nas suas componentes tendência e ciclo. A decomposição será efectuada por métodos meramente estatísticos, dada a inexistência de um modelo económico que a fundamente.

Se à partida é já questionável a separação nas duas componentes[1], outros problemas há que advêm de esta decomposição não ser enquadrada num modelo prévio e específico de orientação. Por exemplo, Fiorito e Kollintzas (1994) aduzem que a decomposição obtida através do filtro de Hodrick-Prescott pode ser inconsistente com as hipóteses teóricas implícitas nos modelos dos ciclos económicos reais[2]. Tendo estas limitações em consideração, optámos então por realizar decomposições baseadas em metodologias estatísticas diferentes.

De facto, os procedimentos a seguir para efectuar a decomposição divergem substancialmente se a tendência for determinística (processo estacionário na tendência)[3] ou se for estocástica (processo estacionário nas diferenças). Se a análise econométrica tradicional pressupunha que a maioria das séries

---

1 Veja-se por exemplo a crítica de Richard Goodwin à tradicional separação entre o *trend* e o ciclo, amplamente referenciada por Louçã (1997).

2 Estes autores demonstram mesmo que, para vários países, as componentes permanentes de diversas variáveis obtidas através do filtro de Hodrick-Prescott não revelaram ser cointegradas, quando a teoria dos modelos dos ciclos económicos reais admitia que o fossem.

3 Como o admitem os representantes dos ciclos económicos de equilíbrio.

macroeconómicas possuía apenas tendência determinística, bastando a sua regressão contra uma tendência temporal polinomial (em geral de primeiro grau) para as tornar estacionárias – sendo os resíduos desta regressão identificados com o ciclo –, o artigo de Nelson e Plosser, publicado em 1982, contribuiu decisivamente para inflectir este consenso. Na verdade, a literatura dos testes da raiz unitária deu especial alento à hipótese de processos estocásticos integrados, já que a aplicação destes testes não permitiu rejeitar esta hipótese em muitas das séries macroeconómicas (13 em 14 das séries estudadas por Nelson e Plosser, 1982). No entanto, como refere Louçã (1997, p. 178),

> "Toda a construção conceptual dos *trends* estocásticos afecta a noção de processos determinísticos, mas não é claro que apresente um método geral alternativo: o cálculo deste *trend* e a estimação dos parâmetros implicam restrições severas na definição das origens legítimas do comportamento aleatório."

A importância relativa de cada uma das componentes depende, então, de restrições adicionais sobre a origem destes choques aleatórios.

No anexo A desta dissertação, apresentamos uma breve descrição dos processos estacionários nas diferenças (DS) e na tendência (TS) e revemos, com algum detalhe, os testes da raiz unitária mais correntemente utilizados: os testes de Dickey-Fuller, de Phillips-Perron e de Dickey-Pantula.

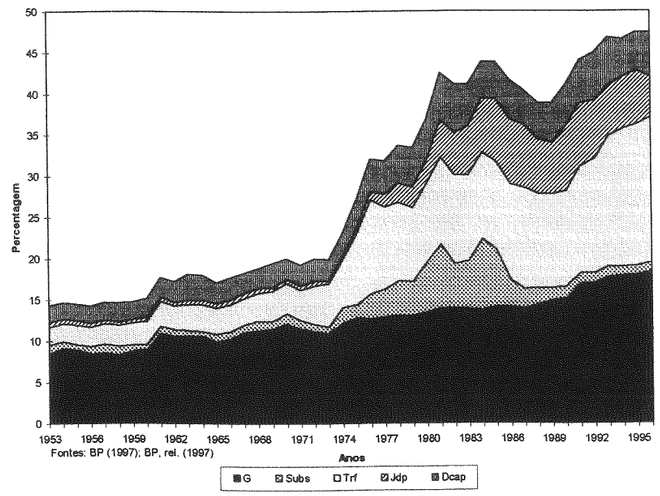
Outros testes da raiz unitária que contrapõem à hipótese nula da raiz unitária a hipótese alternativa da tendência determínistica com quebra – os de Perron (1989) e de Zivot e Andrews (1992) – serão também apresentados logo após havermos descrito os factos estilizados que marcam a evolução das despesas públicas portuguesas entre 1953 e 1996. Ainda neste capítulo, reportaremos os resultados obtidos da aplicação dos diversos testes da raiz unitária às séries portuguesas das despesas públicas correntes e do PIB no mesmo período. Na conclusão serão sucintamente explanadas três metodologias de decomposição das

séries temporais e os resultados empíricos obtidos da implementação desses distintos procedimentos.

3.2 – Evolução das despesas do sector público administrativo português

O perfil da evolução temporal do *ratio* das despesas públicas no PIB, que reproduzimos no gráfico 3.1, é profundamente marcado pela mudança de regime político ocorrida em Abril de 1974. Até esta data, o crescimento deste indicador foi moderado – 5.6 pontos entre 1953 e 1973 –, sendo digno de nota o incremento excepcional ocorrido em 1961, relacionado com o início da guerra colonial. Mesmo assim, a despesa pública total a preços constantes do PIB cresceu, neste período, a um ritmo anual médio de 7.54 pontos percentuais, valor esse não muito distante do verificado no período subsequente.

Gráfico 3.1 : Despesas totais do sector público administrativo português em percentagem do PIB



Fontes: BP (1997); BP, rel. (1997)

Efectivamente, foi no período posterior ao 25 de Abril, mais concretamente entre 1973 e 1981, que ocorreu o incremento substancial do peso das despesas

públicas totais no produto, de 19.9% para 42.5%. Este crescimento extraordinário inscreve-se numa tendência comum a outros países da OCDE[4] de aceleração do ritmo de crescimento das despesas públicas, quando, em simultâneo, o do produto abrandava. As despesas totais do sector público administrativo português, a preços constantes do PIB, aumentaram neste período a uma cadência anual média de 13.9 pontos percentuais. No entanto, se atendermos à globalidade do período que medeia entre 1973 e 1996, este valor médio esbate-se, aproximando-se muito do registado no período anterior. O aumento significativo do peso relativo das despesas públicas[5] entre 1973 e 1996 fica a dever-se, em parte, ao abrandamento do ritmo de progressão do PIB: entre 53 e 73, este foi em média de 5.8%, enquanto, entre 73 e 96, esse valor médio cifrou-se em 3.5%.

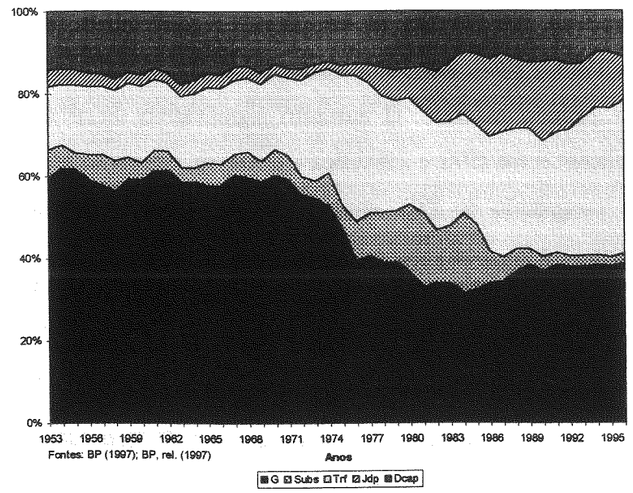
Como constatam, entre outros, Bessa e Santos (1987) e Silva Lopes (1996), durante o período de vigência do Estado Novo o crescimento das despesas públicas portuguesas não determinou qualquer aproximação (antes pelo contrário) do seu peso relativo à média da UE, diversamente do que sucede no período posterior. Esta mesma distanciação aplica-se à própria estrutura das despesas públicas, com particular evidência no que respeita às transferências correntes. A percentagem destas no PIB situava-se muito aquém do respectivo valor médio da UE. Em relação aos respectivos valores médios comunitários, o consumo público português representava mais de 80%, enquanto as transferências correntes pouco excediam os 40%, segundo os dados publicados por Bessa e Santos (1987, p. 7). Todavia, como refere Silva Lopes (1996), as despesas com a saúde e a educação entre 1960 e 1973 cresceram pouco significativamente. O esforço nacional nestas áreas e na segurança social foi muito inferior ao dos nossos parceiros europeus. Foram pois as despesas militares que contribuíram decisivamente para a maior aproximação do consumo público à média europeia. As despesas de capital, por

4 Para uma análise da evolução do sector público no conjunto da OCDE, veja-se, por exemplo, Saunders e Klau (1985) e Saunders (1995).

5 De 19.9% para 47.4%.

sua vez, atingiram proporções não muito dissemelhantes da média de outros países europeus[6].

Gráfico 3.2 : Estrutura das despesas do sector público administrativo português



A revolução de 1974 instaura de facto uma fractura em relação ao passado no evoluir das despesas públicas. Depois de 1974, estas crescem substancialmente, abeirando-se e, em alguns anos, excedendo mesmo os níveis médios da UE. A alteração ocorrida na estrutura das despesas públicas portuguesas é de molde a estreitar essa aparente similitude. As transferências correntes, que em 1973 absorviam 5.3 pontos percentuais do PIB, correspondiam, em 1996, a 17.6% do mesmo. Como se pode verificar pelo gráfico 3.2, ao progresso do peso relativo das transferências correntes na totalidade das despesas contrapõe-se o retrocesso do consumo público, o qual, mesmo assim, regista um aumento em relação ao produto.

6 Cf. Silva Lopes (1996, p. 326).

O crescimento notório das transferências fica a dever-se, pelo menos em parte, a algumas das transformações ocorridas no regime da segurança social. Citando Medina Carreira (1996, p. 394): "Num certo sentido, pode mesmo dizer-se que até 1974 vigorou o sistema de seguros sociais obrigatórios. Depois, um verdadeiro regime de segurança social." Para esta alteração contribuíram particularmente a pensão social, criada em 1974, e o subsídio de desemprego, instituído em 1975. Não é este o local indicado para fazer uma análise em profundidade da evolução das despesas com a segurança social[7], nem esse é, aliás, o nosso objectivo; para as nossas pretensões, basta-nos a chamada de atenção para a contribuição positiva das pensões e dos subsídios de desemprego para o crescimento das transferências destes últimos anos. Se damos especial destaque a estas componentes da despesa é pela sua particular sensibilidade ao ciclo económico. Como já antes referimos, espera-se que as recessões económicas intensifiquem o crescimento deste tipo de despesa pública, quer pelo crescimento automático do subsídio de desemprego quer pelo incremento das pensões, em consequência da concessão de reformas antecipadas. Em todo o caso, registe-se que o peso dos subsídios de desemprego no PIB é pequeno, na ordem dos 0.36% em 1980 e 0.61% em 1992 (cf. *op. cit.*, 1996, p. 403).

A evolução das despesas com o consumo público é marcada no pós-25 de Abril pela diminuição do peso das despesas militares no produto e pela aceleração imprimida às despesas com a saúde e a educação. A relativa estabilidade do *ratio* do consumo público no PIB entre 1976 e 1987 foi interrompida posteriormente. As alterações ocorridas na estrutura remuneratória da função pública[8], no fim dos anos 80, não devem ter sido alheias a tal facto.

A contribuição dos juros da dívida pública para o crescimento das despesas do sector público administrativo foi expressiva e quase tão importante quanto a das

7 Para uma análise exaustiva, veja-se o mesmo Medina Carreira (1996, p. 385-408).
8 Cf. Catarino (1991).

transferências para os particulares[9]. A sua dimensão relativa superou a de muitos países europeus.

Os subsídios retiveram níveis substancialmente elevados durante o período que medeia entre a instauração do regime democrático e a adesão à UE. Após 1986, a sua importância relativa diminui, estabilizando em pouco mais de 1% do PIB durante os anos 90. A sua evolução durante a segunda metade dos anos 70 e a primeira dos anos 80 terá sido influenciada pela natureza democrática do regime político, entretanto implantado. Como refere Silva Lopes (1996, p. 329): "Vários governos foram influenciados nas suas políticas orçamentais por considerações de ordem eleitoral e pela necessidade de evitar conflitos com os grupos de interesse mais poderosos." Esta é, de facto, uma das componentes da despesa pública cuja evolução esperaríamos que patenteasse significativamente aquela ordem de motivações. Registe-se, porém, que, para a primeira metade dos anos 80, as estatísticas publicadas subavaliam[10] os gastos do sector público administrativo com os subsídios de modo particularmente grave.

O quociente das despesas de capital no PIB regista pequenas oscilações após 1976, sendo o seu nível sensivelmente o dobro do atingido durante o período do Estado Novo.

Em suma, a mudança de regime ocorrida em 1974 influenciou decisivamente o curso das despesas do sector público administrativo português. O crescimento das despesas sociais, que em outros países já se havia iniciado há muito, foi determinante na aproximação da dimensão relativa do sector público português à média comunitária. A adesão à UE, ocorrida no início de 1986, reflectiu-se drasticamente na diminuição da importância relativa dos subsídios. Outras componentes da despesa pública, tais como o consumo público e as transferências,

[9] Esta contribuição dos juros da dívida pública poderia ainda ter sido mais expressiva, se, como refere Silva Lopes (1985 e 1996): não se tivesse recorrido ao financiamento externo; o Estado não tivesse colocado a dívida pública interna no Banco Central e noutras instituições bancárias a taxas inferiores às de mercado, sobretudo até 1985; as taxas de juro reais não houvessem sido negativas em todos os anos até 1986.

[10] Segundo cálculos de Silva Lopes (1985 e 1996).

viram, durante a década de 90, ainda aumentar a sua proporção no PIB, contrariando algum esforço de contenção iniciado em 1983.

3.3 – Os testes da raiz unitária

A simples inspecção visual da função autocorrelação amostral é um procedimento insuficiente para inferir se as séries temporais em estudo possuem ou não uma tendência e se esta é apenas determinística. Os testes da raiz unitária pretendem ser um instrumento mais fiável para averiguar a eventualidade da existência de uma raiz unitária, ou seja, de o processo possuir tendência estocástica. A sua potência, a probabilidade de rejeitarem uma falsa raiz unitária (falsa hipótese nula), é todavia pequena. Tendo dificuldade em distinguir entre processos de raiz unitária e processos que possuam uma raiz característica com valor próximo da unidade, estes testes encontram-se enviesados a favor da hipótese da raiz unitária.

No anexo A são apresentados dois dos mais consagrados testes para testar a hipótese de existência de uma raiz unitária: os de Dickey-Fuller e os de Phillips-Perron[11]. A estratégia proposta por Dickey e Pantula (1987) para determinar o número de raízes unitárias é também aí apresentada.

Considerando que, pelo facto de conceberem todos os choques como realizações de um mesmo mecanismo gerador da série, a aplicação dos tradicionais testes da raiz unitária enviesariam os resultados a favor da hipótese da raiz unitária, Perron (1989) propõe uma nova metodologia de testes que admite a possibilidade de existência de choques (mais raros) com efeitos persistentes que não se desvanecem e de outros (mais frequentes) que geram apenas flutuações transitórias. A sua metodologia é, porém, muito restrita, uma vez que, por exemplo, ainda só admite choques influentes na tendência com data conhecida (a Grande Depressão de 1929 e o primeiro choque petrolífero de 1973 são as datas

[11] Para esta parte do nosso trabalho, foi-nos particularmente útil a consulta da revisão, sempre

que especificamente identifica como datas de eventual quebra estrutural). O próprio Perron, no artigo citado (p. 1388), admite a fragilidade deste pressuposto, indo ao encontro dos argumentos formulados por Christiano em 1988, que alertava para os problemas decorrentes de a escolha daquelas datas poder estar condicionada pelo prévio exame identificativo das séries.

Para responder a esta crítica, vários investigadores desenvolveram testes em que a data da eventual quebra estrutural é desconhecida e a determinar. São os casos dos estudos de Zivot e Andrews, de Christiano, de Perron e Vogelsang, de Banerjee, Lumsdaine e Stock e de Chu e White, todos eles publicados no mesmo número de revista em 1992. Em geral, as suas conclusões são menos radicalmente contrárias à hipótese da raiz unitária do que as de Perron em 1989.

Nos dois pontos seguintes faremos uma breve apresentação dos testes desenvolvidos por Perron (1989) e por Zivot e Andrews (1992), testes que posteriormente aplicaremos às nossas séries. A opção por estes dois tipos de testes fica a dever-se à sua complementaridade: os testes propostos por Zivot e Andrews servem-se da metodologia desenvolvida por Perron, retirando-lhe o ónus da exogeneidade da data da quebra. Comparativamente, os valores críticos tabelados por aqueles são, em valor absoluto, superiores. Por esta razão, acabam por não poder rejeitar a hipótese da raiz unitária em oito das onze séries para as quais Perron a havia rejeitado[12]. Sendo os testes de Perron mais "liberalmente" a favor da hipótese alternativa de estacionaridade na tendência, com maior confiança, pensamos, poderemos não rejeitar a hipótese da raiz unitária se esse for o resultado da aplicação destes testes às nossas séries. Em todo o caso, essa conclusão poderá ainda estar condicionada pelo facto de a data da quebra ser determinada *a priori* – 1974 parece-nos ser uma data adequada ao caso português – e, por isso, realizaremos também os testes de Zivot e Andrews.

cuidadosa e detalhada, que desta literatura fez Manuel António de Mota Freitas Martins (1996).

[12] As séries sobre as quais foram realizados ambos os estudos são as mesmas analisadas por Nelson e Plosser (1982).

3.3.1 – Os testes de Perron

A abordagem desenvolvida por Pierre Perron em 1989 assume a exogeneidade de alguns choques, servindo-se deste expediente para remover a sua influência da função ruído, isto é, para os tratar de forma diferente da sequência de inovações. Como já referímos, nas séries analisadas pelo autor, estes choques realizaram-se em 1929 e 1973, esperando-se que, devido à assunção da sua exogeneidade, sejam responsáveis pela alteração dos coeficientes dos modelos sob a hipótese nula da raiz unitária e sob a hipótese alternativa da estacionaridade na tendência. Contrapõe-se a raiz unitária com quebra à estacionaridade em torno de uma tendência determinística com quebra. As hipóteses são:

1. Hipóteses nulas:

Modelo (A) $y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t$

Modelo (B) $y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$

Modelo (C) $y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$, onde

$D(TB)_t = 1$ se $t = T_B + 1$, 0 para os outros valores de t

$DU_t = 1$ se $t > T_B$, 0 para outros valores de t e

$A(L)e_t = B(L)\, v_t$

$v_t \sim$ i.i.d.$(0,\sigma^2)$, com A(L) e B(L) polinómios de ordem p e q no operador de desfasamento L.

2. Hipóteses alternativas:

Modelo (A) $y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$

Modelo (B) $y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$

Modelo (C) $y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t$ onde

$DT_t^* = t - T_B$ e $DT_t = t$ se $t > T_B$ e 0 para outros t.

O modelo (A), designado pelo autor por *crash model*, descreve uma mudança no nível da série; o modelo (B), uma alteração na taxa de crescimento; e o (C), uma alteração quer no nível quer na taxa de crescimento em data coincidente com a ocorrência do choque considerado exterior à série das inovações.

O autor propõe duas formas diferentes de efectivar os testes: uma assumindo que a alteração resultante do choque é instantânea e outra pressupondo que essa mudança é gradual, de acordo com a dinâmica exibida pela estrutura de correlação da série. No primeiro caso, estimam-se as equações dos modelos das hipóteses alternativas e guardam-se os respectivos resíduos. De seguida, regridem-se os resíduos contra a sua primeira diferença e comparam-se os valores da estatística t, para a hipótese nula do coeficiente ($\tilde{\alpha}$) ser igual à unidade, com os valores críticos tabelados por Perron (1989). Nos casos em que a sequência de inovações segue um processo ARMA (p, q), esta última estimação contempla ainda a inclusão, como regressores, de desfasamentos da primeira diferença da variável[13]. Exemplificando esta estratégia de teste para o modelo (B), que admite uma alteração da taxa de crescimento da série na data pré-estabelecida do choque, teríamos que:

1. Estimar $y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \tilde{y}_t$ e guardar os resíduos $\tilde{y}_t$;
2. Estimar $\tilde{y}_t = \alpha\tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta\tilde{y}_{t-i} + e_t$, calcular a estatística t para $\alpha = 1$ e compará-la com os valores críticos apresentados por Perron (1989) para o valor de $\lambda = T_B / T$.

[13] A escolha do número de desfasamentos (k) a introduzir é efectuada com base nas respectivas estatísticas t: um valor absoluto superior a 1.6.

A outra forma de efectuar os testes, que confere a possibilidade de o choque se repercutir gradualmente na série, conjuga numa única equação as hipóteses nula e alternativa de cada modelo. Assim, deverão ser estimadas as equações:

Modelo (A)
$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}DU_t + \hat{\beta}t + \hat{d}D(TB)_t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\hat{c}_i\Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

Modelo (B)
$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}DU_t + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t^* + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\hat{c}_i\Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

Modelo (C)
$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}DU_t + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t + \hat{d}D(TB)_t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\hat{c}_i\Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

Para cada um destes modelos, a hipótese nula da raiz unitária impõe que: (A) $\alpha = 1$, $\beta = 0$, $\theta = 0$; (B) $\alpha = 1$, $\beta = 0$, $\gamma = 0$; (C) $\alpha = 1$, $\beta = 0$, $\gamma = 0$. Sob a hipótese alternativa de um processo estacionário na tendência, espera-se que $\alpha < 1$, $\beta \neq 0$, $\gamma \neq 0$ e $\theta \neq 0$[14] enquanto d e θ^B não significativamente diferente de zero. As distribuições assimptóticas das estatísticas t para $\alpha = 1$ nas equações representativas dos modelos (A) e (C) são as mesmas das que resultam da outra metodologia de efectivação dos testes. O mesmo não acontece com a distribuição da estatística t do modelo (B) nesta versão, onde se admite que a repercussão do choque na série segue a estrutura de correlação da mesma. O teste a este particular conjunto de hipóteses não se pode realizar. Alternativamente, Perron propõe a estimação da equação:

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t^* + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\hat{c}_i\Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

[14] $\theta \neq 0$ apenas nos modelos (A) e (C).

onde a estatística t de $\alpha = 1$ tem a mesma distribuição assimptótica da estatística t do modelo (B) na outra versão do teste. No entanto, a sua hipótese nula não contempla a alteração na *drift*.

No texto de Perron que tem vindo a ser referido, apresenta-se ainda comprovação do enviesamento dos testes tradicionais da raiz unitária a favor da hipótese nula, quando o processo é estacionário na tendência, mas regista uma quebra significativa. No caso em que essa quebra resulta numa alteração do coeficiente da tendência temporal (inclinação), os testes da raiz unitária nem sequer são consistentes (cf. *op. cit.*, p. 1371-1372).

Com esta metodologia, Perron rejeitou a hipótese da raiz unitária em 11 das 14 séries analisadas por Nelson e Plosser (1982). Estes resultados poderiam vir a comprometer a relevância empírica da crescente literatura das raízes unitárias e da cointegração se outros estudos os não viessem a contraditar parcialmente. É o que veremos de seguida.

3.3.2 – Os testes de Zivot e Andrews

A principal diferença dos testes desenvolvidos por Zivot e Andrews (1992) relativamente à metodologia apresentada por Perron reside na endogeneização de todos os choques, sendo desconhecida e a determinar a data da eventual quebra. Aceite o pressuposto, a hipótese nula relevante é um processo integrado com rumo sem qualquer quebra estrutural, enquanto a hipótese alternativa admite um processo estacionário na tendência com uma quebra na função tendência. O objectivo é transformar o procedimento usado por Perron (1989) para efectuar os testes da raiz unitária (condicional ao prévio conhecimento da data da quebra) num procedimento que permita realizar testes não condicionais.

A escolha da eventual data de quebra recai sobre aquela que é mais desfavorável à hipótese da raiz unitária. Para isso efectuam-se tantas regressões quantas as possíveis quebras (T-2) e opta-se pelo valor de λ (T_B/T) que permite

minimizar a estatística t para a hipótese nula (α = 1). Sendo $\hat{\lambda}^i_{\inf}$ o valor que minimiza aquela estatística para o modelo i (i = A, B, C), teremos

$$t_{\hat{\alpha}^i}\left[\hat{\lambda}^i_{\inf}\right] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$$

e será comparando este valor com os valores críticos tabelados pelos autores que se decidirá ou não pela rejeição da hipótese nula.

A hipótese nula para qualquer dos modelos é $y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$. Para efectuar os testes da raiz unitária, devem-se antes estimar as equações correspondentes aos diferentes modelos. Assim:

Modelo (A) $$y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta} t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

Modelo (B) $$y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta} t + \hat{\gamma} DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

Modelo (C)[15] $$y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta} t + \hat{\gamma} DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

com $DU_t(\lambda) = 1$ se $t > T\lambda$, 0 para outros *t*; $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ se $t > T\lambda$, 0 para outros *t*.

Dada a forma como é efectuada a selecção de λ, não mais é possível usar os valores críticos de Perron para testar a hipótese nula da raiz unitária. Como demonstrarão, estes valores são demasiado pequenos (em valor absoluto) e enviesam os resultados contra a hipótese da raiz unitária. Os valores críticos para a hipótese nula, reportados pelos autores, são estabelecidos com base nas

[15] Diferentemente de Perron, para dar conta da alteração da taxa de crescimento, os autores consideram no modelo (C) a *dummy* DT_t^*. Aliás, na revisão que efectuam dos testes de Perron fazem essa

distribuições assimptóticas dos mínimos das estatísticas t (cf. *op. cit.*, p. 256-257). Tal como Perron, a escolha de k (número de desfasamentos da variável na primeira diferença a incluir como regressores) é efectuada com base no valor absoluto da estatística t (superior a 1.6) para $\hat{c}_k$. O procedimento desenvolvido por Perron e Vogelsang (1992) endogeneíza também a escolha de k, mas apenas permite testar a hipótese da raiz unitária, quando a quebra induz uma alteração na média da série.

Como já antes referimos, os testes desenvolvidos por Zivot e Andrews (1992) pretendem contrapor-se aos de Perron (1989) e, quando aplicados às mesmas séries, demostraram existir menos evidência contra a hipótese de as séries serem integradas. Para esta conclusão contribuíram os valores críticos das distribuições assimptóticas dos mínimos das estatísticas t mais elevados (em valor absoluto), mas também as correcções efectuadas a esses valores para amostras finitas (calculando as distribuições exactas das estatísticas do teste nas amostras finitas sob estudo). Em todo o caso, a distinção entre processos estacionários na tendência com uma raiz característica próxima da unidade e processos integrados é difícil, em particular, em amostras finitas, e os testes da raiz unitária têm, em geral, fraca potência.

mesma confusão.

3.4 – Testes da raiz unitária: resultados

A aplicação dos testes da raiz unitária às séries das despesas públicas (consumo público, transferências e despesas correntes[16]) e do PIB visa sobretudo averiguar se estas séries, que abarcam todo o período que vai de 1953 a 1996, são estacionárias nas diferenças ou na tendência, já que todas parecem ser não estacionárias pela inspecção visual dos respectivos correlagramas. Dada a possibilidade de as séries conterem mais de uma raiz unitária, começar-se-á pela realização dos testes de Dickey-Pantula (D-P) para determinar o número de raízes unitárias. Posteriormente, aplicar-se-ão os testes de Dickey-Fuller (D-F) e de Phillips-Perron (P-P). Serão ainda efectuados os testes propostos por Perron (1989), para despistar a eventualidade de uma quebra estrutural em 1974 e os de Zivot e Andrews (1992), que tratam a data da possível quebra estrutural como endógena. Pretende-se, assim, minorar a probabilidade de os resultados obtidos pela aplicação dos testes tradicionais se encontrarem enviesados a favor da aceitação da hipótese das séries serem estacionárias nas diferenças. A classificação das séries como estacionárias nas diferenças ou estacionárias na tendência tem consequências significativas no desenrolar do nosso trabalho de decomposição das séries.

Os testes de Dickey-Fuller serão efectuados na versão simples (como se o processo gerador da série logaritmizada e diferenciada fosse autoregressivo de ordem igual à unidade) e na versão aumentada (que contempla a possibilidade de aplicar os testes a processos autoregressivos de ordem superior à unidade). A

[16] Os resultados que iremos reproduzir reportam-se apenas às séries deflacionadas pelos índices de preços respectivos, isto é, os habitualmente usados para deflacionar cada uma delas – os deflatores do consumo público, do consumo privado e o conjunto daqueles dois com o do PIB. Todos os testes e decomposições insertos no presente capítulo foram também aplicados às diversas componentes logaritmizadas da despesa pública, deflacionadas pelo mesmo índice de preços do PIB. Estes resultados

correcção paramétrica operada pelos testes ADF (Dickey-Fuller aumentados) acarreta a diminuição da potência dos testes para rejeitarem uma falsa hipótese nula devido à diminuição dos graus de liberdade, mas, por outro lado, a regra de Said-Dickey para processos MA é a de expandir os desfasamentos até um máximo de $T^{1/3}$. Na realidade, à luz das estatísticas t e F de significância individual e conjunta das variáveis desfasadas, assim como da estatística Q de Ljung-Box para indiciar a autocorrelação dos resíduos, não se revelou necessária a inclusão de mais de um desfasamento nas regressões que permitem realizar os testes ADF. Serão, todavia, apresentados os testes que contemplam um e dois desfasamentos. De qualquer modo, os testes de Phillips-Perron, ao permitirem a correcção da autocorrelação dos resíduos de forma não paramétrica, não estão sujeitos a uma tão "dramática" diminuição de potência com a expansão do número de desfasamentos e, por isso, são um bom auxiliar de diagnóstico. O número de desfasamentos que atenderemos para a sua *lag window* será de 1, 2, 3 e 4.

3.4.1 – Os testes de Dickey-Pantula

O quadro 3.1 resume os testes efectuados para as diversas séries; segue a metodologia de Dickey-Pantula (D-P) e parte da hipótese de as séries poderem conter duas raízes unitárias[17]. Assim, na primeira linha do quadro apresentam-se os símbolos para a estatística t que permite testar a hipótese da raiz unitária nas diferentes equações (com termo constante e sem qualquer regressor determinístico). Estes valores são obtidos por uma primeira estimação da segunda diferença das variáveis contra a sua primeira diferença desfasada de um período, nas duas versões das equações (linhas [1] e [4] do quadro), e através da realização de novas regressões que acolhem a variável desfasada de um período como

estão disponíveis no anexo B.

[17] Como refere Enders (1995), habitualmente as séries económicas não necessitam de ser diferenciadas mais de duas vezes.

regressor adicional (linhas [2] e [5], estatística t, para o coeficiente da primeira diferença; linhas [3]e [6], para o coeficiente da variável desfasada).

Quadro 3.1 : Testes de Dickey-Pantula

		$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}$	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}$
		1) Consumo Público a preços constantes		2) Transferências a preços constantes do Consumo	
[1]	$t_2^*(2)$	-5.60 [a]	-3.06 [a]	-4.70 [a]	-2.61 [b]
[2]	$t_2^*(2)$	-5.67 [a]	-5.40 [a]	-4.67 [a]	-4.42 [a]
[3]	$t_1^*(2)$	-0.94	4.05	-0.74	3.33
		3) Despesas correntes a preços constantes		4) PIB a preços constantes	
[4]	$t_2^*(2)$	-5.30 [a]	-2.85 [a]	-4.03 [a]	-2.06 [c]
[5]	$t_2^*(2)$	-5.30 [a]	-5.11 [a]	-4.20 [a]	-3.90 [a]
[6]	$t_1^*(2)$	-0.72	3.90	-1.19	3.17

Nota: Os símbolos a, b, c e d indicam rejeição da hipótese nula para níveis de significância de, respectivamente, 1%, 2.5%, 5% e 10%, usando os valores críticos de Fuller (1976).

A prévia regressão da segunda diferença na primeira diferença com desfasamento é utilizada para aceitar ou excluir a hipótese da existência de duas raízes unitárias[18]. A leitura do quadro elucida-nos sobre a rejeição das duas raízes unitárias para todas as séries das despesas públicas com níveis de significância de 1% e 2.5%. Também para o PIB, esta hipótese é rejeitada a 5% na configuração menos favorável.

[18] Estes testes foram também efectuados para testar a existência de três raízes unitárias, de acordo com o exemplo apresentado em Dickey e Pantula (1987). Ao começar por esta ordem de diferenciação mais elevada, os resultados obtidos apresentaram-se menos favoráveis à rejeição da hipótese da existência de duas raízes unitárias. A sua rejeição só pode ser consumada para um nível de significância de 10% no caso que lhe é mais adverso (o do PIB).

Do mesmo modo, a estimação das diferentes equações que fazem parte da segunda etapa da metodologia proposta por D-P autoriza-nos a concluir pela rejeição da hipótese da existência de duas raízes unitárias (com um nível de significância de 1% na maioria dos casos) e pela não rejeição da hipótese da presença de uma raiz unitária[19].

3.4.2 – Os testes de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron

Os resultados obtidos da aplicação dos testes propostos por Dickey-Fuller (D-F) e por Phillips-Perron (P-P) às diferentes séries por nós estudadas encontram-se resumidos nos quadros 3.2 e 3.3. Para não os sobrecarregar, optou-se por não incluir os valores das estatísticas t dos regressores determinísticos e os valores do enviesamento normalizado da raiz estimada $T(\hat{\rho}-1)$[20], nenhum deles estatisticamente diferente de zero[21], de acordo com os respectivos valores críticos tabelados por Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1981).

[19] Com um intervalo de confiança de 99%.
[20] Estes valores podem ser disponibilizados mediante solicitação à autora.
[21] A pelo menos 10%.

Quadro 3.2 : Testes de Dickey-Fuller

Hipótese nula: ρ = 1

	p = 0	p = 1	p = 2	p = 0	p = 1	p = 2
	1) Consumo Público a preços constantes			2) Transferências a preços constantes do Consumo		
$\hat{\rho}_\tau$	0.959	0.919	0.973	0.998	0.863	0.881
$\hat{\tau}_\tau$	-0.493	-0.891	-0.276	-1.337	-1.906	-1.540
ϕ_3	0.991	0.764	1.137	0.968	1.951	1.253
ϕ_2	25.024 [a]	6.514 [b]	6.102 [b]	21.147 [a]	5.920 [c]	5.518 [c]
$\hat{\rho}_\mu$	0.988	0.992	0.987	0.995	0.993	0.995
$\hat{\tau}_\mu$	-1.376	-0.943	-1.522	-0.553	-0.740	-0.549
ϕ_1	38.288 [a]	9.535 [a]	9.393 [a]	30.444 [a]	6.813 [b]	6.955 [b]
$\hat{\rho}$	1.006	1.005	1.005	1.010	1.007	1.008
$\hat{\tau}$	8.194	4.050	3.616	7.489	3.334	3.418
	3) Despesas Correntes a preços constantes			4) PIB a preços constantes		
$\hat{\rho}_\tau$	0.952	0.928	0.936	0.940	0.865	0.858
$\hat{\tau}_\tau$	-0.770	-1.096	-0.919	-0.835	-1.955	-1.831
ϕ_3	0.560	0.764	0.877	1.524	2.425	2.544
ϕ_2	22.955 [a]	6.069 [b]	4.594 [d]	34.395 [a]	5.526 [c]	5.376 [c]
$\hat{\rho}_\mu$	0.993	0.994	0.990	0.988	0.991	0.989
$\hat{\tau}_\mu$	-0.832	-0.716	-1.074	-1.624	-1.192	-1.457
ϕ_1	34.688 [a]	8.592 [a]	6.654 [b]	52.072 [a]	6.242 [b]	6.317 [b]
$\hat{\rho}$	1.007	1.005	1.005	1.004	1.002	1.002
$\hat{\tau}$	8.023	3.898	3.177	9.597	3.170	3.016

Nota: Os símbolos a, b, c e d indicam rejeição da hipótese nula para níveis de significância de, respectivamente, 1%, 2.5%, 5% e 10%, usando os valores críticos de Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1981).

Ambos os testes permitem não rejeitar a hipótese de as séries possuírem uma raiz unitária com um intervalo de confiança de 99%: os valores das estatísticas t para ρ -1 e do enviesamento normalizado da raiz estimada $T(\hat{\rho}-1)$ são todos superiores aos valores críticos tabelados para os diferentes níveis de significância

habituais. A análise das estatísticas *ratio* de verosimilhança (ϕ) – estatísticas F – permite inferir outra conclusão relevante: a generalidade das séries parece comportar-se como um passeio aleatório direccionado (*random walk with drift*).

Quadro 3.3 : Testes de Phillips-Perron

Hipótese nula: ρ = 1

	l = 1	l = 2	l = 3	l = 4	l = 1	l = 2	l = 3	l = 4
	1) Consumo Público a preços constantes				2) Transferências a preços constantes do Consumo			
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	-0.69	-0.63	-0.67	-0.70	-1.60	-1.65	-1.68	-1.75
ϕ_3	1.00	0.99	1.00	1.01	1.34	1.41	1.47	1.56
ϕ_2	22.15[a]	22.97[a]	22.36[a]	22.01[a]	16.40[a]	15.77[a]	15.29[a]	14.53[a]
$Z(t_{\alpha*})$	-1.32	-1.35	-1.35	-1.34	-0.54	-0.54	-0.54	-0.54
ϕ_1	34.36[a]	36.43[a]	35.97[a]	35.82[a]	23.67[a]	23.32[a]	23.07[a]	22.09[a]
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	7.61	7.61	7.36	7.16	6.51	6.36	6.24	6.03
	3) Despesas Correntes a preços constantes				4) PIB a preços constantes			
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	-0.94	-1.01	-1.08	-1.22	-1.24	-1.39	-1.36	-1.18
ϕ_3	0.66	0.72	0.78	0.92	1.60	1.70	1.68	1.57
ϕ_2	19.46[a]	18.21[a]	17.09[a]	15.09[a]	24.71[a]	22.07[a]	22.60[a]	25.91[a]
$Z(t_{\alpha*})$	-0.80	-0.79	-0.78	-0.76	-1.43	-1.38	-1.40	-1.49
ϕ_1	29.79[a]	28.30[a]	26.88[a]	23.63[a]	37.49[a]	33.68[a]	35.16[a]	41.73[a]
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	7.33	7.03	6.75	6.28	8.00	7.43	7.39	7.74

Nota: Os símbolos a, b, c e d indicam rejeição da hipótese nula para níveis de significância de, respectivamente, 1%, 2.5%, 5% e 10%, usando os valores críticos de Dickey e Fuller (1981). As estatísticas $Z(t_{\tilde{\alpha}})$, $Z(t_{\alpha*})$ e $Z(t_{\hat{\alpha}})$ correspondem às estatísticas $\hat{\tau}_\tau$, $\hat{\tau}_\mu$ e $\hat{\tau}$ dos testes D-F e cujos valores são publicados em Fuller (1976).

A apoiar esta conclusão estariam os valores da estatística ϕ_3 – em ambos os quadros e para todas as séries, que permitem aceitar a hipótese nula

$(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$ com um intervalo de confiança de 99% –, mas também os valores das estatísticas ϕ_2 e ϕ_1.

Os valores destas estatísticas permitem inequivocamente (a 1%) rejeitar as hipóteses nulas que prefiguram nos testes de D-F sem desfasamentos e nos de P-P. Só nos testes ADF o nível de significância a que se pode rejeitar as hipóteses nulas aumenta, havendo mesmo um caso em que essa rejeição apenas é possível a 10%. Em todo o caso, estes resultados poderão ficar simplesmente a dever-se à já antes referida diminuição da probabilidade de rejeitar uma falsa hipótese nula, quando a correcção da autocorrelação dos resíduos é efectuada parametricamente, tal como o pressupõem os testes ADF.

Em suma, a rejeição das hipóteses nulas contempladas pelas estatísticas ϕ_2 e ϕ_1 – $(\alpha,\beta,\rho) = (0,0,1)$ e $(\alpha,\rho) = (0,1)$, respectivamente –, conjugada com a não rejeição da hipótese nula $(\alpha,\beta,\rho) = (\alpha,0,1)$, indicia, por si só, a hipótese das séries serem passeios aleatórios dirigidos ou direccionados, apesar das estatísticas de significância individual do termo constante[22] não apontarem no mesmo sentido.

3.4.3 – Testes de quebra estrutural

A eventualidade de as séries analisadas haverem revelado a presença de uma raiz unitária devido ao enviesamento (a favor da não rejeição desta hipótese) dos testes tradicionais é razão para termos realizado dois testes adicionais – os de Perron (1989) e os de Zivot e Andrews (1992) – às séries que serão sujeitas à decomposição nas componentes ciclo e tendência. O facto de as séries seguirem processos estacionários nas diferenças ou estacionários na tendência tem toda a relevância em termos da teoria económica e, em particular, da teoria dos ciclos

22 Estas estatísticas não são invariantes com a observação inicial da série, o que pode explicar estes resultados.

económicos, mas também para a escolha dos procedimentos estatísticos e econométricos julgados mais adequados à efectivação daquela decomposição.

Contudo, como afirmam Banerjee, Lumsdaine e Stock (1992), a interpretação literal do modelo que assume uma tendência determinística com uma única quebra (tal como o fazem Perron e Zivot e Andrews), sendo economicamente pouco apelativa, pode ser entendida como uma espécie de metáfora dos mais raros e consideráveis eventos que determinam o padrão de crescimento do produto durante uma ou duas décadas. Uma vez tomados esses acontecimentos em consideração, o produto exibirá as propriedades dos ciclos económicos no sentido da sua reversibilidade (*mean-reversion*) para a média durante o horizonte dos ciclos (cf. *op. cit.*, p. 271). Também Perron (1989, p. 1386) argumentava que a rejeição da hipótese da raiz unitária decorrente da aplicação dos seus testes não deveria implicar a modelização das séries enquanto flutuações estacionárias em torno de uma tendência temporal com quebra completamente determinística. No mesmo sentido, ao replicarmos os testes de Perron e de Zivot e Andrews pretendemos tão somente alertar para a possibilidade de nem todos os choques terem efeitos persistentes nas séries, sem com isso termos a pretensão de havermos identificado os que os têm. Outros caminhos haveria que percorrer.

3.4.3.1 – Os testes de Perron

Em face dos argumentos invocados por Perron (1989), dir-se-ia que a Revolução de Abril de 1974 é um "bom" exemplo de um choque a subtrair à rotina das inovações (choques) que fazem parte do mecanismo gerador das séries. A passagem de uma ditadura para uma democracia marcada por preocupações sociais evidentes[23], legitimamente nos levaria a pensar que uma outra forma e filosofia de

23 Estas preocupações estão bem patentes no próprio Programa do Movimento das Forças Armadas, proclamado ao país no dia seguinte ao golpe militar.

intervenção do Estado haveria de ser responsável pela ocorrência de uma quebra na estrutura das despesas públicas em Portugal. A conjugação destes acontecimentos com os efeitos decorrentes do primeiro choque petrolífero seria no sentido de reforçar, ainda mais, esta crença. E, no entanto, a aplicação dos testes propostos por Perron (1989) às diferentes séries das despesas públicas não comprometeu seriamente a hipótese da raiz unitária. Apenas na série do consumo público a preços constantes se encontrou eco da hipótese da estacionaridade da série em torno de uma tendência determinística com quebra em 1974.

No quadro 3.4 apresentamos os resultados da aplicação destes testes às séries das despesas públicas e do PIB que mais contrariam a hipótese da raiz unitária. A escolha do número de desfasamentos a introduzir reflectiu o critério liberal de Perron (estatística t superior a 1.6 em valor absoluto), e foram realizadas ambas as versões dos testes – a que admite ser a repercussão do choque instantânea e a que prevê a sua repercussão de acordo com a estrutura de correlação da série.

Quadro 3. 4 : Testes da raiz unitária propostos por Perron (1989)

Hipótese nula: $\alpha = 0$

Modelo C: $\Delta y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} DU_t + \hat{\beta} t + \hat{d} D(TB)_t + \hat{\gamma} DT_t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$

T_B=1974	T	λ	k	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{d}$	$\hat{\alpha}$
Consumo Público a preços constantes	44	0.5	1	3.990 (3.98)	0.345 (4.40)	0.036 (4.32)	-0.014 (-4.92)	-0.073 (-1.81)	-0.480[d] (-3.96)
Transferências a preços constantes do Consumo	44	0.5	1	3.006 (2.59)	0.442 (2.39)	0.046 (2.84)	-0.012 (-2.66)	0.142 (1.66)	-0.435 (-2.56)
Despesas Correntes a preços constantes	44	0.5	0	3.194 (3.22)	0.452 (3.69)	0.031 (3.57)	-0.014 (-4.15)	-0.053 (-0.90)	-0.368 (-3.19)

Modelo B: $\Delta y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} t + \tilde{\gamma} DT_t^* + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \tilde{c}_i \Delta y_{t-i} + \tilde{e}_t$

	T	λ	k	$\tilde{\mu}$	$\tilde{\beta}$	$\tilde{\gamma}$	$\tilde{\alpha}$
PIB real	44	0.5	2	7.207 (5.28)	0.037 (5.18)	-0.011 (-4.72)	-0.667[a] (-5.25)

Nota: a e d simbolizam, respectivamente, significância estatística a 1% e 10%, de acordo com as tabelas de Perron (1989, p. 1376-1377).

A leitura do quadro é elucidativa da rejeição da hipótese da raiz unitária para as séries do consumo público e do PIB[24], ambas a preços constantes de 1953: os valores dos coeficientes das variáveis desfasadas de um período são significativamente (10% e 1%, respectivamente) diferentes de zero[25], de acordo com os valores críticos apresentados por Perron. Em simultâneo, e como era de esperar, os coeficientes das variáveis *dummy* relevantes para as hipóteses alternativas (mas não o da hipótese nula, $\hat{d}$) são diferentes de zero a 1% de significância[26]. A avaliação efectuada com base no pressuposto da repercussão instantânea do choque – a outra versão dos testes – não altera de modo determinante os resultados: o nível a que se rejeita a hipótese da raiz unitária no consumo público passa a ser de 5%, mantendo-se inalterado o do PIB; na série das despesas correntes, esta hipótese passa a poder ser declinada a um nível de significância de 10%.

Em suma, a acreditar nos testes propostos por Perron (1989), a Revolução de 1974 e o primeiro choque petrolífero seriam responsáveis pelo abrandamento do ritmo de crescimento do consumo público e do PIB a preços constantes, tendo-se conjugado aquele abrandamento com uma elevação do nível do consumo

[24] Num artigo de 1990, Isabel Andrade reporta resultados consistentes com a quebra na tendência em 1974 para o PIB real *per capita* português, no período compreendido entre 1958 e 1987.

[25] As equações por nós estimadas apresentam a variável dependente na sua primeira diferença e, em consequência, a hipótese nula da raiz unitária é testada utilizando directamente a estatística t do coeficiente da variável original desfasada de um período.

[26] Como já foi referido anteriormente, a hipótese nula do modelo (B) não contempla a quebra,

público. A dimensão desse choque exógeno seria de molde a enviesar os testes tradicionais da raiz unitária a favor da hipótese nula em ambas as séries. Quando tido explicitamente em atenção, já permitiria rejeitar a hipótese das séries serem integradas. No entanto, tal como foi referido, esta rejeição não deve ser entendida como uma aceitação automática da hipótese de estas séries conterem apenas tendência determinística com quebra, apesar de ser essa a hipótese alternativa contemplada.

Surpreendentemente, as séries das transferências e das despesas correntes não se revelam suficientemente sensíveis àquela data, de modo a rejeitar a hipótese da raiz unitária. Mas, como veremos de seguida, a endogeneização da data de ocorrência da quebra na tendência permitirá sermos menos assertivos na não rejeição da hipótese da raiz unitária, assim como comprometerá a escolha do ano de 1974.

3.4.3.2 – Os testes de Zivot e Andrews

Diferentemente dos testes aplicados no ponto anterior, a hipótese nula assumida por Zivot e Andrews (1992) é a da existência de uma raiz unitária sem quebra, opondo-se-lhe alternativamente modelos que pressupõem tendência determinística com quebra. O quadro 3.5 expressa os resultados mais favoráveis à rejeição da hipótese nula, obtidos após a estimação dos vários modelos e contemplando todas as possíveis datas de ocorrência de quebra. A escolha desta data foi determinada – tal como o propõem os autores – pela minimização da estatística t associada à hipótese nula.

diferentemente do que acontece no modelo (C).

Quadro 3.5 : Testes de Zivot e Andrews (1992)

Hipótese nula: $\alpha = 0$

Modelo A: $\Delta y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta} t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$

	T	T_B	k	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\alpha}$
Transferências a preços constantes do Consumo[1]	44	1971	1	2.788 (5.04)	0.242 (4.60)	0.031 (4.34)	-0.387 [c] (-4.86)
Transferências a preços constantes do Consumo[2]	44	1971	1				-0.512 (-3.95)

Modelo B: $\Delta y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\beta} t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$

	T	T_B	k	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\alpha}$
Consumo público a preços constantes[1]	44	1980	1	4.677 (4.99)	-0.016 (-5.33)	0.041 (5.04)	-0.562 [a] (-4.94)
Consumo público a preços constantes[2]	44	1980	1				-0.545 [b] (-4.68)
PIB a preços constantes[1]	44	1973	2	6.848 (5.31)	-0.011 (-4.76)	0.036 (5.22)	-0.633 [a] (-5.28)
PIB a preços constantes[2]	44	1973	2				-0.629 [a] (-5.29)

Nota: 1) corresponde ao modelo representado, enquanto 2) expressa a realização do teste para a hipótese do choque se repercutir instantaneamente. As letras a, b, c e d simbolizam a rejeição da hipótese nula para níveis de significância de, respectivamente, 1%, 2.5%, 5% e 10%, de acordo com os valores tabelados por Zivot e Andrews (1992).

Mais uma vez, as séries do consumo público e do PIB a preços constantes são as que evidenciam maior conformidade com a hipótese alternativa de quebra na tendência determinística. A rejeição da hipótese nula faz-se para um nível de significância de 1%, quando se admite não ser instantânea a repercussão do choque. Todavia, as datas mais desfavoráveis à hipótese nula não coincidem com a anteriormente aventada – o ano de 1974. Se para a série do PIB a data de quebra obtida pela realização dos testes de Zivot e Andrews não lhe é significativamente

distante e é até consentânea com a data avançada por Perron (1989)[27], a do consumo público – 1980 – configura uma discrepância substancial. Aliás, esta fractura na tendência determinística de longo prazo do consumo público prefigura apenas uma desaceleração no ritmo de crescimento deste tipo de despesa após aquela data.

Por seu turno, a série das transferências revela-se sensível ao ano de 1971, ainda que apenas seja possível rejeitar a hipótese da raiz unitária para níveis de significância de 5% na versão dos testes que admite a repercussão não instantânea do choque. A possível quebra reflectiria uma elevação do nível da série.

A aplicação dos mesmos procedimentos às despesas correntes a preços constantes não comprometeu a não rejeição da hipótese de a série ser integrada[28].

Em suma, a metodologia proposta por estes autores, que endogeneíza a data da eventual quebra, permite rejeitar a hipótese da raiz unitária para duas das séries das despesas públicas, o consumo público e as transferências. As datas específicas encontradas são, no entanto, surpreendentes[29]. Mas, mais do que discuti-las, importa referir que, em nosso entender, os resultados obtidos da aplicação destes dois tipos de testes – os de Perron (1989) e os de Zivot e Andrews (1992) – vieram tão somente relativizar as conclusões que se extraíram da realização dos testes tradicionais: a persistência, nas séries, de todos os choques. Haverá uns poucos que terão efeitos permanentes, mas outros apenas terão efeitos transitórios, como o faz crer a estacionarização das séries em torno de uma tendência determinística, quando se admite explicitamente a hipótese de haver um choque de natureza diferente dos outros.

---

27 A metodologia apresentada por Zivot e Andrews, quando aplicada à série do PIB estudada por Perron (1989), revelou o ano de 1972 como aquele que mais desfavorece a hipótese nula. Banerjee, Lumsdaine e Stock (1992) apresentam resultados favoráveis à hipótese da raiz unitária para o PIB em cinco dos sete países por eles analisados com a sua específica metodologia de testes.

28 Por esta razão, optámos por não reproduzir os resultados.

29 Se, para as transferências, o ano de 1971 ainda pode encontrar algum suporte no alargamento do quadro de benefícios e do número de beneficiários do regime especial dos trabalhadores da agricultura, ocorrido por essa altura (cf. Carreira, 1996, p. 391), o ano de 1980, para o consumo público, não nos sugere qualquer justificação.

A hipótese da tendência estocástica, que os testes da raiz unitária tradicionais não permitem rejeitar para qualquer uma das séries, não consubstancia em si mesma um método de decomposição das séries nas suas componentes permanente e transitória. Esta hipótese, exige restrições adicionais, como argumenta Quah (1992, p. 108):

> "Because studying the univariate time series characterisations of a variable leaves unidentified the sources of that variable's fluctuations, without additional ad hoc restrictions those characterisations are completely uninformative for the relative importance of the underlying permanent and transitory components."

A metodologia proposta por Beveridge e Nelson (1981) para realizar a decomposição pressupõe que as séries são integradas e impõe a restrição de as inovações serem perfeitamente correlacionadas. A persistência de todos os choques aleatórios configura uma hipótese extrema, que explicitamente admitiremos quando, no ponto seguinte, reportarmos os resultados da aplicação desta metodologia às nossas séries.

Apoiados na afirmação de Quah e nas ilações que retirámos a propósito da realização dos testes da raiz unitária propostos por Perron (1989) e Zivot e Andrews (1992), efectuaremos ainda uma outra decomposição, que assume a persistência de um único choque. Em ambos os casos – persistência de todos os choques ou de apenas um deles – a importância relativa das componentes permanente e transitória encontra-se enviesada.

Finalmente, uma outra metodologia de decomposição, a de Hodrick e Prescott (1981), será também apresentada no ponto seguinte. Diferentemente das anteriores, esta não pressupõe o conhecimento estatístico das séries. Fica porém por realizar a decomposição assente num modelo económico que integre simultaneamente as duas componentes das despesas públicas e que dê conta das suas interacções. Esta seria a decomposição óptima.

3.5 – Decomposições

3.5.1 – Três propostas diferentes

A decomposição das séries nas suas componentes ciclo e tendência (ou transitória e permanente) pode ser efectuada seguindo metodologias muito diversas. Concentraremos apenas a nossa atenção em três dessas metodologias: a de Beveridge e Nelson (1981); a de Hodrick e Prescott (1981); e, finalmente, numa terceira que contemple a hipótese de as séries serem estacionárias em torno de uma tendência determinística com quebra.

A abordagem de Beveridge e Nelson (1981) à decomposição das séries inspira-se nos modelos que representam passeios aleatórios dirigidos. Estes modelos não contêm qualquer componente irregular e, por isso, são modelos de tendência pura. Admitindo que a maioria das séries económicas temporais pode ser representada por processos homogéneos não estacionários – processos ARIMA (p, 1, q) –, Beveridge e Nelson (B-N) propõem a identificação da tendência com um passeio aleatório direccionado (componente permanente das séries) e do ciclo (componente transitória) com um processo estacionário, invertível e com média nula.

Esta técnica de decomposição assenta, pois, na prévia identificação da estrutura estocástica das séries (selecção do modelo ARIMA mais adequado), tendo em vista aplicar o filtro mais apropriado a essa particular estrutura (cf. *op. cit.*, p. 154). A componente permanente de cada série corresponde ao valor que a série tomaria em cada período se estivesse no seu caminho de longo prazo. Equivale à projecção de longo prazo da série (com base no modelo seleccionado para a representar), sendo esta previsão revista e actualizada à medida que, em cada período, ficam disponíveis novas realizações da sequência das inovações. Os autores demonstram que a componente permanente da série segue, então, um

passeio aleatório com rumo (*drift*) igual ao da série original e uma inovação proporcional à mesma (cf. *op. cit.*, p. 158). A componente transitória é obtida por diferença entre a série e a sua tendência, tendo a particularidade de se encontrar perfeitamente correlacionada com a componente permanente em cada período. O coeficiente de autocorrelação é de menos um.

Outra das particularidades desta decomposição é a possibilidade de a variância exibida pela tendência superar a variância da própria série, isto é, de a tendência ser mais volátil do que a série. A correlação negativa existente entre as duas componentes da série agiria em favor do seu relativo "alisamento" (menor volatilidade).

O procedimento sugerido por Beveridge e Nelson para calcular a sua decomposição pode ser assim resumido: *i*) identificar e estimar o melhor modelo ARMA (p, q) para a primeira diferença da série com recurso à técnica de Box-Jenkins; *ii*) com este modelo, efectuar, para cada período, previsões das variações a ocorrer na série nos períodos subsequentes – isto é, calcular $E_t(\Delta y_{t+s})$ para cada t e s[30] –, por forma a com elas obter a projecção de longo prazo da série em cada momento (tendência) e a componente transitória, por diferença da série original[31].

Hodrick e Prescott (H-P) no seu trabalho de 1981 propõem uma outra metodologia de decomposição das séries em tendência e ciclo, que tem vindo a ser frequentemente utilizada pela literatura macroeconómica, quer académica quer de apoio à política económica. Diferentemente da abordagem de Beveridge e Nelson, estes autores não baseiam o seu procedimento no conhecimento estatístico das séries (obtido a partir da análise das séries temporais), mas sim num conjunto de hipóteses suportado pela teoria económica, em particular, pela teoria neo-clássica do crescimento económico. De acordo com esta teoria, a componente crescimento (tendência) varia suavemente ao longo do tempo, pelo que o procedimento

[30] No seu trabalho, Beveridge e Nelson (1981, p. 159) usaram um valor máximo para s igual a 100.

[31] Na prática, para efectuar a decomposição de Beveridge e Nelson, utilizaremos uma aplicação desenvolvida para o programa *RATS* que se baseia na alternativa proposta por Newbold em 1990 à truncagem para s (igual a 100) sugerida por aqueles autores.

proposto para decompor as séries nas suas componentes ciclo e crescimento assenta em técnicas de alisamento das séries: a série alisada será a tendência e o desvio da série em relação a esta, a componente cíclica.

Assumindo que as séries temporais resultam da soma das componentes crescimento (g_t) e ciclo (c_t) e que a medida do alisamento da série g_t é a soma dos quadrados da sua segunda diferença, Hodrick e Prescott definem o seguinte programa de programação para determinar da componente de crescimento:

$$\underset{\{g_t\}_{t=-1}^{T}}{Min}\left\{\sum_{t=1}^{T} c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T}\left[\left(g_t - g_{t-1}\right) - \left(g_{t-1} - g_{t-2}\right)\right]^2\right\}$$

onde $c_t = y_t - g_t$ e o parâmetro λ é um número positivo que penaliza a variabilidade da componente secular. Quanto maior o valor de λ, mais alisada é a tendência. No caso limite de $\lambda = \infty$, a tendência coincidirá com a que seria obtida por estimação OLS de um modelo com tendência temporal linear.

A escolha do parâmetro de alisamento λ é efectuada com base num modelo de probabilidade onde se admite que, se a componente ciclo e a segunda diferença da componente crescimento fossem normais e independentemente distribuídas com médias nulas e variâncias σ_1^2 e σ_2^2 (que não são), a expectativa condicional de g_t, dadas as observações, seria solução para o programa atrás descrito, quando $\sqrt{\lambda} = \sigma_1 / \sigma_2$. Considerando que uma componente cíclica de 5% seria moderadamente elevada, tal como 0.125% o é para a variação no crescimento de um trimestre, os autores seleccionam λ = 1600 como valor do parâmetro de alisamento. Verificam então que, à medida que aumenta λ, a persistência da componente cíclica e o seu desvio padrão aumentam; mas quando o parâmetro de alisamento é reduzido ou aumentado pelo factor 4, a variação ocorrida nos desvios padrão e nas autocorrelações da componente cíclica é pequena. Assim, advogam a

utilização do mesmo parâmetro de alisamento em todas as séries e propõem que este seja 1600 para as séries trimestrais[32].

Os testes propostos por Perron (1989) e por Zivot e Andrews (1992), como foi dito, sugerem uma outra possibilidade de decomposição das séries, quando estas sejam estacionárias em torno de uma tendência com quebra: a tendência obter-se-ia por regressão das séries originais contra a variável tempo e a *dummy* representativa da quebra, enquanto o ciclo identificar-se-ia com o resíduo daquela regressão[33].

Feita a apresentação destes três métodos estatísticos de decomposição das séries nas suas componentes ciclo e tendência, apresentar-se-ão, de seguida, os resultados obtidos da sua aplicação às séries portuguesas da despesa pública e do PIB no período que medeia entre 1953 e 1996.

3.5.2 – Resultados

A metodologia proposta por Beveridge-Nelson obriga à identificação do modelo ARIMA mais adequado à série temporal, na convicção de a componente permanente se identificar com um passeio aleatório direccionado. Nesse sentido, empregámos a técnica de Box-Jenkins e os critérios de Akaike e Schwartz, tendo identificado um MA (1) como processo gerador da primeira diferença das séries logaritmizadas das transferências a preços constantes do consumo privado e do PIB real[34], ou seja, um ARIMA (0, 1, 1) para o nível daquelas séries. No quadro 3.6 apresentam-se as estimações obtidas para estas duas séries, quer do modelo

---

[32] Correia, Neves e Rebelo (1992) utilizam λ = 400 para decomporem, segundo este método, as séries portuguesas anuais. Mónica Dias (1997) efectua as decomposições das séries portuguesas com periodicidade anual servindo-se de λ = 100.

[33] A decomposição das séries baseada na identificação da tendência com uma tendência determinística temporal sem quebra não foi sequer tentada devido a esta hipótese ter sido "eliminada" pela aplicação dos testes de raiz unitária tradicionais.

[34] Os resultados obtidos para a série do PIB real são conformes aos alcançados por Isabel Andrade (1990, p. 463-465) para o PIB real *per capita* de Portugal no período de 1958-1987.

MA (1) quer das componentes permanente e transitória. Para o consumo público a preços constantes não foi possível efectuar esta decomposição por não se terem revelado estatisticamente significativos quaisquer dos coeficientes dos termos autoregressivos e dos de média móvel, quando incluída uma constante nos diferentes modelos estimados. Isto é, aparentemente a série logaritmizada do consumo público é um puro passeio aleatório direccionado, possuindo apenas tendência.

Quadro 3.6 : Decomposição de Beveridge-Nelson (1981)

	Transferências 1953-1996	PIB real 1953-1996
ARMA (p, q)	$dlT\hat{r}_t = \underset{(5.873)}{0.09469} + \hat{\varepsilon}_t + \underset{(2.808)}{0.40232}\,\hat{\varepsilon}_{t-1}$ $Q(9) = 6.98$	$dlP\hat{IB}_t = \underset{(7.806)}{0.04459} + \hat{\varepsilon}_t + \underset{(2.627)}{0.37956}\,\hat{\varepsilon}_{t-1}$ $Q(9) = 15.07$
Tendência	$lT\overline{r}_t = lT\overline{r}_{t-1} + 0.09469 + 1.40232\hat{\varepsilon}_t$	$lP\overline{IB}_t = lP\overline{IB}_{t-1} + 0.04459 + 1.37956\hat{\varepsilon}_t$
Ciclo	$\hat{C}Tr_t = -0.40232\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{C}PIB_t = -0.37956\hat{\varepsilon}_t$

É de esperar que a amplitude das flutuações cíclicas obtidas por esta metodologia seja muito inferior às que resultarão da aplicação dos outros métodos de decomposição. Uma parte substancial da flutuação das séries é afectada à tendência. Isto mesmo se pode verificar através da simples inspecção do gráfico 3.3 onde se encontra representada a série do logaritmo das transferências a preços constantes do Consumo e respectiva tendência obtida pelo método desenvolvido por Beveridge e Nelson. A proximidade entre as duas linhas é óbvia.

Gráfico 3.3 : Transferências a preços constantes do consumo, série original e tendência (B-N)

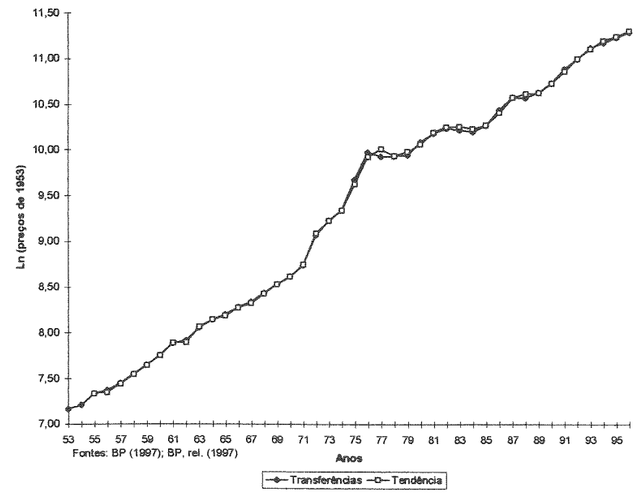
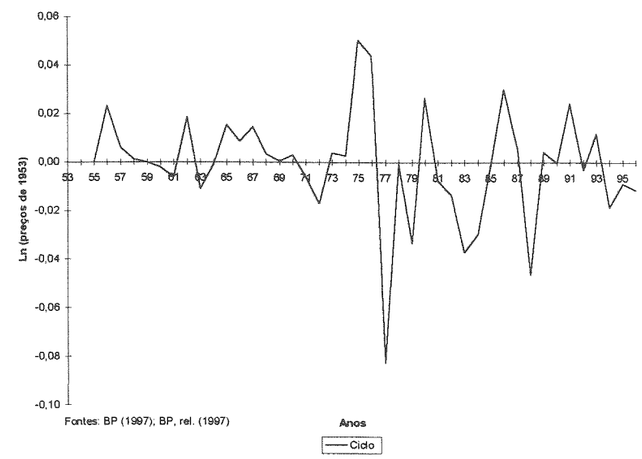
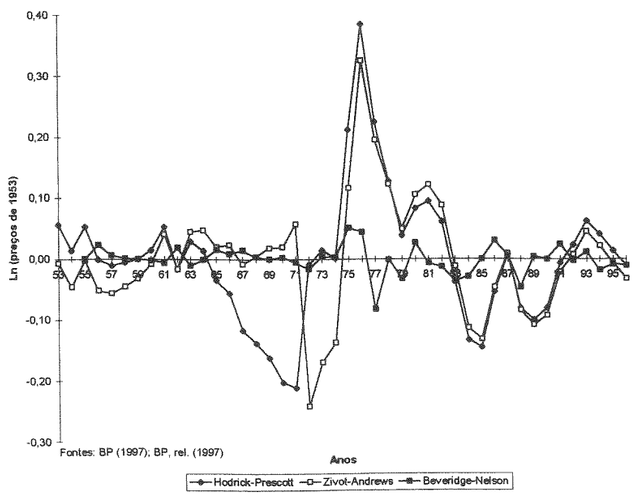


Gráfico 3.4 : Ciclo das transferências a preços constantes do consumo (B-N)



Em consequência, a componente transitória possui uma oscilação muito ligeira em torno da sua média nula, como nitidamente se observa no gráfico 3.5 onde estão representadas as componentes cíclicas das transferências, obtidas pelos três métodos de decomposição referenciados. Note-se também, depois de 1974, a coincidência das componentes cíclicas que resultaram da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott[35], por um lado, e da regressão contra a variável tempo com quebra em 1971 (Zivot e Andrews), por outro lado[36].

Gráfico 3.5 : A flutuação cíclica das transferências a preços constantes do consumo segundo três metodologias distintas



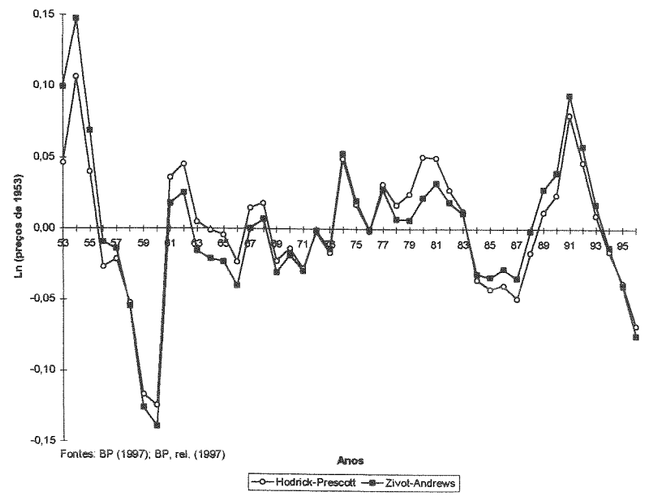
35 Esta decomposição foi efectuada com um valor de 400 para o parâmetro de alisamento (λ = 400). Para realizar a decomposição proposta por Hodrick-Prescott usando $\lambda \neq 1600$ foi necessário proceder a uma alteração da rotina *hpfilter.src*.

36 A dissemelhança entre as duas componentes cíclicas durante o período que medeia entre o fim dos anos 60 e o início dos anos 70 deve-se à forma específica como ocorre a quebra na tendência determinística. Esta sobrevem em 1971 por deslocação paralela da recta da tendência para cima. Um "salto" que se vai reflectir negativamente na componente transitória nos anos imediatamente subsequentes.

Recorde-se que no limite, quando $\lambda = \infty$, a decomposição H-P coincide com a obtida por estimação de uma tendência linear determinística.

Aquela similitude é por demais evidente no consumo público a preços constantes que o gráfico 3.6 ilustra[37].

Gráfico 3.6 : Ciclo do consumo público a preços constantes



Os gráficos das decomposições das restantes séries – despesas públicas correntes a preços constantes e PIB real – encontram-se no anexo C. Deste, constam também, as que se realizaram para todas as três componentes da despesa pública corrente deflacionadas pelo índice de preços do PIB e com outro parâmetro de alisamento (λ = 100).

Por ora, a amostra de decomposições que aqui reproduzimos parece-nos suficiente para dirimir em favor das que resultam da aplicação do filtro H-P quando o objectivo é avaliar econometricamente o impacto dos ciclos políticos e económicos nas componentes cíclicas das despesas públicas. As outras metodologias "pecam" por valorizar a persistência de todos os choques tornando ínfima a variabilidade da componente transitória, o que dificulta o trabalho

37 Para o consumo público, não foi possível realizar a decomposição prescrita por Beveridge-

econométrico; ou por destacar apenas a persistência de um único choque, o que seria manifestamente pouco. Como veremos no capítulo seguinte, este trabalho de estimação irá requerer decomposições adicionais para os sub-períodos de 1953-1973 e de 1976-1996, decomposições que se encontram representadas no anexo C.

Nelson. Cf. supra.

4

ESPECIFICAÇÃO E ESTIMAÇÃO

4.1 – Introdução

Na primeira parte do presente capítulo proceder-se-á à apresentação do modelo que iremos estimar. A especificação do modelo requer, entre outras coisas, que se definam convenientemente as variáveis dependentes e independentes. Algum deste trabalho foi já previamente apresentado no capítulo anterior – onde se fez o tratamento estatístico das séries das despesas públicas e do PIB – e, portanto, a exposição será agora necessariamente breve no que respeita à definição das variáveis dependentes e mais detalhada no que concerne à descrição das variáveis incorporadas no lado direito das equações a estimar. Um quadro resumo com os sinais esperados dos efeitos destas variáveis concluirá esta parte.

Na segunda parte expor-se-ão os resultados obtidos através da realização das estimações e o seu respectivo comentário.

Finalmente, nas conclusões, far-se-á o balanço deste trabalho empírico.

4.2 – Especificação do modelo

A influência dos ciclos políticos e económicos nos ciclos das despesas públicas correntes em Portugal é a relação que iremos testar econometricamente na segunda parte deste capítulo. Certamente, o período interessante para estudar esta relação é o período posterior ao 25 de Abril de 1974, já que a lógica intrínseca deste modelo exige a presença de regimes políticos democráticos. O âmbito temporal do modelo a especificar seria, então, no caso português, o período que decorre de 1974 a 1996.

Contudo, a imediata disponibilidade de dados para períodos mais recuados no tempo, com a recente publicação pelo Banco de Portugal das "Séries longas para a economia portuguesa"[1], induziu-nos a alargar o período amostral para o período de 1953 a 1996. Esperamos, como é óbvio, que o mesmo modelo não seja aplicável a todo este período. Isso mesmo pretendemos também demonstrar. Mas, se não é lógico esperar qualquer efeito dos ciclos políticos no período anterior ao 25 de Abril, que dizer das políticas de estabilização activas e automáticas? Será que elas pesaram num eventual comportamento cíclico das despesas públicas correntes entre 1953 e 1973?

4.2.1 – Variáveis dependentes

As variáveis dependentes – consumo público, transferências e despesas correntes sem os juros da dívida pública – encontram-se todas deflacionadas por

1 As "Séries longas para a economia portuguesa" (Banco de Portugal, 1997) foram a nossa única fonte para o período que medeia entre 1953 e 1993. Os dados para os anos subsequentes (1994-1996) foram obtidos aplicando as taxas de crescimento apropriadas, publicadas (ou por nós calculadas) no Relatório do Conselho de Administração do Banco de Portugal relativo a 1996.

índices de preços, que tomam como ano base o ano de 1953. Apesar de ser defensável usar os respectivos índices de preços para deflacionar as diferentes séries, alguns autores, nomeadamente Henrekson (1990, p. 99-101), argumentam a favor do uso de um único índice, o deflator do PIB. Reconhecendo valor nos argumentos utilizados por uns e outros e pretendendo avaliar se os resultados por nós obtidos são sensíveis a diferentes especificações das variáveis, usaremos ambas as metodologias. Todas as variáveis dependentes serão deflacionadas pelo índice de preços implícito no PIB, mas também, alternativamente, pelo deflator do consumo público – o consumo público –, do consumo privado – as transferências – e pelo conjunto dos três – as despesas correntes[2].

As séries atrás referidas serão ainda logaritmizadas, sendo-lhes posteriormente aplicado o filtro desenvolvido por Hodrick e Prescott (1981), de modo a que as suas componentes cíclicas sejam obtidas por diferença relativamente às tendências[3].

Como se pode comprovar pela consulta dos gráficos do Anexo C, as discrepâncias existentes entre as componentes cíclicas das despesas públicas obtidas por utilização de diferentes parâmetros de alisamento (λ) e deflacionadas pelos diversos índices de preços (o próprio e o do PIB) não são no sentido de comprometer seriamente os resultados das estimações realizadas com qualquer uma delas.

2 O deflator do PIB é usado para deflacionar os subsídios, o do consumo público para o consumo público e o do consumo privado para as transferências.

3 O parâmetro de alisamento (λ) para séries com periodicidade anual, utilizado por Correia, Neves e Rebelo (1992), foi de 400. Em contrapartida, o artigo de Mónica Dias publicado em 1997 contempla antes um valor de 100 para o mesmo parâmetro. Cientes de quão discutível é a obtenção, por métodos meramente estatísticos, da componente cíclica das séries, usaremos em alternativa ambos os parâmetros de alisamento. Obviamente, com o primeiro (λ = 400) obteremos ciclos de maior amplitude, por a tendência ser mais alisada.

4.2.2 – Variáveis independentes

4.2.2.1 – Variáveis políticas

As variáveis *dummy* são as variáveis tradicionalmente utilizadas para testar a possível ocorrência de ciclos políticos nos "instrumentos" de política económica. Mas a forma como são definidas nos diferentes estudos empíricos é muito variada. Assim, para testar a hipótese da ocorrência de ciclos políticos de tipo "oportunístico" e adaptando para dados com a periodicidade anual, podem-se encontrar, sem pretensão de exaustividade, as seguintes formulações:

1. $PBC_1 = \begin{cases} 1 & \text{no ano anterior e no ano eleitoral} \\ 0 & \text{nos outros anos} \end{cases}$

2. $PBC_2 = \begin{cases} 1 & \text{no ano eleitoral} \\ 0 & \text{nos outros anos} \end{cases}$

3. $PBC_3 = \begin{cases} 1 & \text{no ano anterior, se as eleições ocorrerem entre 1 de Janeiro e 30 de Junho;} \\ & \text{no ano eleitoral, se as eleições forem entre 1 de Julho e 31 de Dezembro} \\ 0 & \text{nos outros anos} \end{cases}$

4. $PBC_4 = \begin{cases} 1 & \text{no ano anterior, se as eleições ocorrerem entre 1 de Janeiro e 30 de Junho;} \\ & \text{no ano eleitoral, se as eleições forem entre 1 de Julho e 31 de Dezembro} \\ -1 & \text{no ano posterior `as eleições, se estas ocorrerem entre 1 de Julho e 31 de Dezembro;} \\ & \text{no ano eleitoral, se as eleições forem entre 1 de Janeiro e 30 de Junho} \\ 0 & \text{nos outros anos} \end{cases}$

Esta última formulação é usada nomeadamente por Nordhaus (1989) e por Alesina (1988) para testarem a presença de ciclos políticos do tipo "oportunístico" nas transferências, enquanto as três primeiras encontram eco em trabalhos de Alesina e Roubini (1992) e de Alesina, Cohen e Roubini (1993). Uma forma alternativa de definir a variável *dummy*, que permite dar conta do ciclo eleitoral na política monetária, encontra-se no estudo publicado por Grier em 1987. Este investigador define inicialmente seis variáveis alternativas, algumas delas representando um ciclo simétrico em forma de V, para, no decurso da sua exposição, concluir pela construção uma variável *dummy* assente na técnica dos

modelos de desfasamentos distribuídos polinomialmente. Nesta última formulação, são os dados que definem a existência, a forma e a periodicidade do ciclo eleitoral[4]. Em todo o caso, este tipo de variáveis apenas é adequado para dados com periodicidade inferior a um ano.

Outros estudos[5] incorporam, para o mesmo efeito, uma variável que exprime o tempo que antecede o acto eleitoral.

A hipótese dos ciclos políticos partidários está associada à alternância no poder de partidos de esquerda e de direita. Tendo os partidos de esquerda uma maior propensão despesista, quando sucedem no governo a partidos de direita, geram no período que se segue às eleições uma expansão "extraordinária" das despesas públicas. No mesmo sentido, Manuel Agria (1994), no estudo que efectua sobre a ocorrência de ciclos políticos no investimento público português em construção civil, recorre à utilização das seguintes *dummies*[6]:

$$D_D = \begin{cases} 1 & \text{nos n trimestres que se seguem `a substituição, no governo,} \\ & \text{de um partido de esquerda por um partido de direita} \\ 0 & \text{no restante periodo} \end{cases}$$

$$D_E = \begin{cases} 1 & \text{nos n trimestres que se seguem `a substituição, no governo,} \\ & \text{de um partido de direita por um partido de esquerda} \\ 0 & \text{no restante periodo} \end{cases}$$

A maioria dos trabalhos empíricos que têm em atenção a possibilidade de os partidos implementarem políticas diferentes, de acordo com as suas distintas preferências ideológicas, incorporam: uma única *dummy*, que toma valor igual à unidade nos períodos de permanência de partidos de esquerda no governo e zero nos restantes[7]; um conjunto de *dummies*, tantas quantas as legislaturas[8]; uma

4 Cf. *op. cit.*, p. 477, tabela 1 e p. 478.

5 Ahmad (1983), Schneider e Frey (1983), Lybeck (1986), Sørensen (1990).

6 Manuel Agria faz uma adaptação da variável *dummy* usada por Alesina e Roubini (1992) para testar a teoria dos ciclos políticos racionais partidários no produto e na taxa de desemprego. Estes autores propunham uma *dummy* que tomava os valores 1, -1 e 0.

7 Alesina, Cohen e Roubini (1993) utilizam este tipo de variável para testar a hipótese dos ciclos políticos na política monetária e na política fiscal.

dummy com diferentes valores nas várias legislaturas[9]. Em contrapartida, Lybeck (1986) estima tantas funções reacção quantos os governos.

A possibilidade de os políticos serem motivados por razões ideológicas e oportunísticas, levá-los-ia a implementar diferentes políticas nas duas metades dos seus mandatos: os de esquerda iniciariam a sua governação com políticas expansionistas para a concluir no exercício de políticas restritivas de combate à inflação; os de direita actuariam pela ordem inversa. Uma forma de traduzir esta relação especular esquerda-direita é a inclusão de uma variável *dummy* nos testes sobre a ocorrência de ciclos políticos nos "instrumentos" de política, que resulta do produto de uma variável do ciclo eleitoral (PBC_1, PBC_2 ou PBC_3) por uma outra que assume valor igual à unidade nos períodos de vigência de governos de esquerda[10].

A coesão política dos governos é outro dos factores capazes de influenciar o comportamento das despesas públicas e do défice público. Roubini e Sachs (1989b, p. 923) constróem um índice de coesão política do governo que toma os seguintes valores:

0 governo formado por um partido com maioria parlamentar ou governo presidencial com maioria coincidente no poder legislativo;

1 governo assente numa coligação parlamentar de dois partidos ou governo presidencial com maioria não coincidente no poder legislativo;

2 governo de coligação parlamentar de três ou mais partidos;

3 governo minoritário.

[8] Por exemplo, os trabalhos de Ahmad e de Schneider e Frey, publicados simultaneamente em 1983, utilizam uma *dummy* para cada presidente em exercício nos EUA, nas estimações que efectuam das funções reacção.

[9] Em testes sobre as repercussões de distintas ideologias no crescimento das transferências federais, Nordhaus (1989) pondera diversamente o exercício dos diferentes presidentes americanos com uma única *dummy*.

[10] Este procedimento foi usado por Alesina, Cohen e Roubini (1993) para os ciclos políticos na política fiscal.

Como se pode verificar pela análise desta variável[11], os autores esperam que a instabilidade política gere um défice público acrescido, especialmente, aliás, quando as circunstâncias económicas sejam adversas. Por isso, incluem uma variável adicional obtida do produto deste índice de coesão política por uma *dummy* que toma valor um no período 1975-85.

Para terminar, e contrariamente aos anteriores, outros estudos incluem uma única variável *dummy* para diferenciar os governos de coligação de todos os outros[12].

Feita esta inventariação, passaremos a definir as variáveis que utilizaremos para aferir a hipótese de os ciclos políticos induzirem ciclos nas despesas públicas em Portugal. O período por nós estudado – de 1953 a 1996 – cobre, como é do conhecimento geral, dois tipos de regime muito diferentes, antagónicos mesmo: um regime ditatorial, até ao 25 de Abril de 1974, e um democrático, de então para cá. As primeiras eleições verdadeiramente livres deste longo período de mais de 40 anos ocorreram apenas em 1975, em eleições de onde haveria de resultar a Assembleia encarregada de elaborar um novo texto constitucional. Um ano depois, a 25 de Abril de 1976, realizar-se-iam as eleições para a Assembleia da República e, dois meses mais tarde, surgiria então o I Governo Constitucional da República refundada[13]. Naturalmente, só em regimes democráticos se cumprem os pressupostos das diferentes teorias que enfatizam a importância dos ciclos políticos. O que, no nosso caso, nos obrigaria a ignorar todos os actos eleitorais realizados antes do 25 de Abril. No entanto, para que esta não seja uma restrição imposta à partida e admitindo a possibilidade de os governos daquele período implementarem, *à contre coeur* ou num improvável momento de fraqueza do seu

[11] A definição de *dummies* com mais de uma classe é criticável, pois impõe restrições desnecessárias aos parâmetros. Por esta razão, adoptaremos uma especificação diversa para testar esta hipótese.

[12] Cf., por exemplo, Hackl, Schneider e Withers (1995).

[13] No anexo D inclui-se uma cronologia dos factos políticos mais relevantes para o nosso estudo. No mesmo anexo poderá consultar-se um quadro com a composição das Assembleias Constituinte e da República entre 1975 e 1995.

ensimesmamento ideológico, políticas expansionistas como forma de atenuar alguma pressão popular que remotamente se traduzisse ou coincidisse com as "eleições", consideraremos também os anos anteriores a 1974.

Do conjunto de eleições ocorridas em Portugal depois de 1974 – eleições para a Assembleia Constituinte, Assembleia da República, Presidência da República, Autarquias Locais e Parlamento Europeu – apenas reteremos as legislativas. Apesar de controversa, em particular no que respeita às eleições para os órgãos autárquicos, a sua proximidade temporal[14] (três das seis eleições para as Autarquias Locais ocorreram no mesmo ano em que houve eleições para a Assembleia da República) não deixa outra opção. Este mesmo motivo levar-nos-á a não considerar as eleições para a Assembleia da República de Dezembro de 1979. Por um lado, são eleições intercalares, que não interrompem a legislatura, portanto, a qual chegaria a seu termo em prazo inferior a um ano. Por outro e diferentemente de Agria (1994, p. 24), em termos da teoria dos ciclos políticos "oportunísticos", considerámos mais relevantes as eleições ocorridas em Outubro de 1980, porque o governo da Aliança Democrática (coligação PSD-CDS-PPM e Reformadores) que as precedeu governou para um horizonte muito específico e num clima político profundamente radicalizado e que viria a ter um desfecho dramático[15]. O governo anterior às eleições de 1979, de iniciativa presidencial, foi nomeado com a missão específica de preparar o acto eleitoral que se seguiria, ainda por cima, não sendo, em teoria, parte directamente interessada no jogo partidário. As eleições ocorridas em Outubro de 1985 também não serão consideradas. Desta vez, porque o governo que as antecedeu era um governo de coligação do PS e do PSD (o IX Governo Constitucional, também designado por governo do Bloco Central), tendo as duas forças políticas que o compunham

[14] Alesina e Roubini (1992, p. 687) apenas consideram actos eleitorais que distem pelo menos dois anos entre si.

[15] Este governo iniciou funções no início de 1980 com eleições marcadas para 5 de Outubro (Assembleia da República) e 7 de Dezembro (Presidência da República) desse ano. Era Primeiro-Ministro Francisco Sá Carneiro, que encontraria a morte de forma trágica e violenta em plena campanha para as

concorrido separadamente (e em campos opostos) pelas preferências do eleitorado, no seguimento de uma alteração na chefia do segundo partido.

Feitas estas observações, apresentamos no Anexo E as variáveis que utilizaremos para testar a hipótese da existência de ciclos políticos de tipo "oportunístico" nas despesas públicas correntes – consumo público, transferências e conjunto do consumo público, transferências e subsídios. As variáveis PBC_1, PBC_2 e PBC_3 são definidas de acordo com o acima exposto, enquanto que a variável PBC_4 será redefinida de modo a não impor a restrição de as eventuais políticas expansionistas pré-eleitorais terem a mesma dimensão das eventuais políticas restritivas pós-eleitorais. A nossa variável PBC_4 toma valor igual à unidade nos períodos em que a anteriormente descrita tomava valor menos um e zero nos restantes períodos. Para avaliar a existência de políticas pré- e pós-eleitorais incluir-se-ão simultaneamente as variáveis PBC_3 e PBC_4 ou PBC_1 conjuntamente com PBC_5 (valor igual à unidade no ano pós-eleitoral).

A construção de variáveis para testar a hipótese dos ciclos políticos partidários nas despesas públicas exige que se estabeleçam critérios para determinar quais os governos de esquerda e de direita. No espectro político português do pós-25 de Abril é de algum modo consensual classificar de esquerda o Partido Socialista (PS) e todos os partidos que se situam à sua esquerda (nomeadamente, o Partido Comunista) e de direita o Partido Social Democrata (PPD/PSD), bem como todos os partidos à sua direita (nomeadamente, o CDS/PP)[16]. De acordo com esta lógica, seriam então de esquerda (direita) todos os governos maioritária ou exclusivamente constituídos por elementos dos partidos de esquerda (direita). Porém, a classificação, de acordo com este critério, de todos os governos que exerceram funções em Portugal não é tarefa simples nem incontroversa.

presidenciais, ocupando a pasta das Finanças e do Plano Cavaco Silva, mais tarde líder dos primeiros governos democráticos uni-partidários de maioria absoluta.

[16] Os partidos socialista e social democrata encontram-se, respectivamente, na charneira da esquerda e da direita. O primeiro é por vezes classificado de centro-esquerda e o segundo, de centro-direita.

Como classificar os seis governos provisórios que estiveram em funções entre 15 de Maio de 1974 e 23 de Julho de 1976? Os quatro primeiros integram os líderes dos três partidos de maior expressão (PS, PPD/PSD e PCP) e, a partir do II Governo Provisório, militares do Movimento das Forças Armadas. Por sua vez, o V Governo Provisório, formado já depois das primeiras eleições que deram a vitória ao PS, é facilmente conotado com o PC (partido de esquerda) e a ala dos militares a ele afecta; Mário Soares encabeça com o PS (partido de esquerda) a oposição, no parlamento e nas ruas, a este governo. Quanto ao governo que se segue, corresponde, objectivamente, a uma "viragem à direita" e, contudo, empossado em Setembro, pretendia finalmente traduzir na sua composição os resultados das eleições de Abril de 1975, como se disse, ganhas pelo PS. Estes foram os "anos de brasa" da Revolução de Abril, em que a relação de forças entre os movimentos sociais e políticos em presença se alterava diariamente; fosse como fosse, foram tempos que consubstanciaram um entendimento muito próprio sobre o papel interventor do Estado – mais comprometido com o que se julgava ser a justiça social e até mesmo com o socialismo. Dada a peculiaridade desta situação, as especificidades de cada um destes governos não serão tidas em conta, até pela sua curta duração[17]. Mas consideraremos todo o período que vai de 1974 a meados de 1976[18] como de prevalência de governos de esquerda.

Mais problemática é ainda a catalogação dos governos constitucionais de iniciativa presidencial (III, IV e V Governos Constitucionais) e os governos de coligação do PS-CDS (II Governo Constitucional) e do PS-PPD/PSD (IX Governo Constitucional). Poderíamos ser tentados a considerar de direita o II Governo Constitucional por oposição ao governo que o antecedeu (PS sozinho), mas, se atentarmos na coloração política dos seu Primeiro-Ministro (Mário Soares)

[17] A média de duração destes governos foi de cerca de quatro meses e só o último conseguiu chegar aos dez meses. Ora, dada a periodicidade anual das nossas séries das despesas públicas, importa qualificar os anos e não apenas os governos para definir as variáveis "políticas". O período de vigência dos seis governos provisórios concentrou-se em pouco mais de dois anos.

[18] Em Julho de 1976 toma posse o I Governo Constitucional afecto ao PS. O ano de 1976 abrange pois o VI Governo Provisório e o I Constitucional.

e do Ministro das Finanças e do Plano (Vítor Constâncio, membro do PS)[19] e na sua curta duração (cerca de seis meses), facilmente concluiremos que não há razão para o diferenciar politicamente do governo que o antecedeu[20]. Os III, IV e V Governos Constitucionais mantiveram-se em funções durante muito curtos períodos de tempo – três, oito e cinco meses, respectivamente – para que tivessem tempo de inflectir significativamente a política económica[21] seguida pelos governos anteriores. Aliás, o II, III e IV Governos Constitucionais foram abrangidos pela vigência do primeiro Acordo de Estabilização com o Fundo Monetário Internacional (1 de Abril de 1978 a 31 de Março de 1979). Em todo o caso, controlaremos, através das variáveis Centro1 e Centro2, a eventualidade da acção destes governos ser muito influenciada pelo Presidente da República da altura – Ramalho Eanes –, que, como se sabe, foi o mentor do surgimento de um novo partido político, o PRD, que pretendia ocupar o centro do espectro político.

O governo do Bloco Central (IX Governo Constitucional) exerce funções durante um período mais dilatado de tempo, cerca de 29 meses, compreendendo o período em que vigora o segundo Acordo de Estabilização com o FMI (entre Junho de 1983 e Maio de 1984). Relativamente ao governo que o antecedeu (AD) e ao que se lhe sucederá (PSD), poder-se-ia qualificá-lo de esquerda, tal como o faz Agria (1994). Pensamos, no entanto, que a sua específica política económica poderá ser mais condicionada pelo facto de ser um governo de coligação entre parceiros que têm bases de sustentação com interesses diferentes do que propriamente pela fractura esquerda-direita. Em todo o caso, qualificá-lo-emos de esquerda devido ao facto de ter sido liderado por um Primeiro-Ministro do PS (Mário Soares). Para excluirmos a possibilidade dos resultados por nós obtidos

[19] O Ministro das Finanças do I Governo Constitucional foi Medina Carreira.

[20] No mesmo sentido conclui Agria (1994, p. 25).

[21] Sendo governos de iniciativa presidencial dificilmente se lhes poderá imputar uma lógica ideológico-partidária de acção, de adopção de políticas conformes à sua base social de apoio, como predizem os teóricos dos ciclos partidários. Porventura, serão mais governos de "gestão corrente", de continuidade. Nesse sentido, poderá justificar-se catalogá-los, tal como os anteriores, de governos de esquerda. Assim o admite também Agria (1994, p. 25).

estarem significativamente enviesados por esta opção, consideraremos também a modelização deste governo como governo de centro na variável Centro1.

As *dummies* que usaremos para inferir da possibilidade de ocorrência de ciclos políticos nas despesas públicas motivados por razões ideológicas encontram-se no Anexo E e correspondem às que foram utilizadas por Agria (1994) – D_D e D_E – e por, entre outros, Alesina, Cohen e Roubini (1993) – "ESQ", variável que toma valor igual à unidade durante todos os períodos de vigência de governos de esquerda. O cruzamento desta última variável com uma variável do ciclo eleitoral (PBC) permitir-nos-ia detectar a eventualidade dos governos de esquerda serem confrontados com a necessidade de adoptarem políticas restritivas pré-eleitorais para combaterem a inflação gerada pelas suas políticas pós-eleitorais. Todavia, a circunstância de apenas um dos anos, o ano de 1975, reunir simultaneamente aqueles dois quesitos – ano eleitoral e vigência de governo de esquerda – limita severamente a possibilidade de testarmos esta hipótese em Portugal.

Quanto à coesão política dos governos e à sua influência no eventual comportamento cíclico das despesas públicas, redefiniremos a variável proposta por Roubini e Sachs (1989b), adequando-a à especificidade portuguesa sem impor a restrição da proporcionalidade inerente à definição de uma única *dummy* com diferentes valores. Adoptaremos o uso de duas *dummies*, uma que permita distinguir os governos de coligação e de iniciativa presidencial dos governos monopartidários e outra que diferencie os governos de maioria absoluta dos de maioria relativa: "COLIG" e "MR" serão essas específicas variáveis, que se encontram definidas no Anexo E.

4.2.2.2 – Variáveis económicas

Para aferir da relevância das políticas de estabilização, activas e automáticas, para o comportamento cíclico das diversas componentes das despesas públicas correntes, os vários estudos empíricos costumam relevar variáveis como a taxa de desemprego, a taxa de inflação e a taxa de crescimento real do produto. Em

pequenas economias abertas é usual salientar-se, ainda, o saldo da balança de transacções correntes (BTC) e o constrangimento, na condução da política económica, a que os seus défices obrigam.

As opções quanto à forma como incluir as variáveis representativas do ciclo económico são muitas. Desde logo, colocou-se-nos a questão de estas variáveis deverem ser introduzidas com ou sem desfasamento[22] e de a resposta pública poder ser diferente após o 25 de Abril e após a adesão à União Europeia. A sua pré-multiplicação por *dummies* com valor igual à unidade nos períodos que medeiam entre 1974 e 1996 e entre 1986 e 1996, permitir-nos-ia testar estas últimas hipóteses.

A intenção de explicarmos apenas o comportamento cíclico das despesas públicas correntes obrigou-nos a uma opção diversa dos vários estudos empíricos que referenciámos. Em vez das variações da taxa de crescimento real do produto ou da taxa de desemprego, entendemos ser preferível o uso das componentes cíclicas do produto e do desemprego[23]. A razão de tal escolha deve-se ao facto de, por exemplo, na variação da taxa de crescimento do produto não ser possível discriminar a parte devida ao ciclo da parte correspondente a alterações na sua componente permanente[24]. A elevada correlação existente entre estas duas variáveis[25] desaconselha vivamente a sua inclusão simultânea.

---

22 Enquanto a lógica da estabilização automática é favorável à inclusão das variáveis sem qualquer desfasamento, a da estabilização activa ou discricionária poderá justificar a inclusão do desfasamento de um período, em virtude do Orçamento Geral do Estado que vigorará para um determinado ano ser aprovado no ano anterior. A possibilidade de o governo projectar a sua política para um determinado ano com base no comportamento da taxa de desemprego, inflação, crescimento do produto e défice da BTC do ano em que se elabora o Orçamento não é de excluir. Acreditamos, no entanto, que a variável dependente desfasada captura em parte este eventual desfasamento.

23 A decomposição das séries do produto e do desemprego nas suas componentes ciclo e tendência foi efectuada recorrendo ao mesmo filtro e ao mesmo parâmetro de alisamento usados na decomposição das séries das despesas públicas.

24 A componente permanente do produto deveria ser remetida, segundo a lógica do nosso trabalho, para a explicação do comportamento tendencial das despesas públicas, de acordo, por exemplo, com a lei de Wagner (cf. cap. 2).

25 Postulada, desde logo, pela lei de Okun e revelada no coeficiente de correlação entre as duas variáveis -0.72. Cf. também Mónica Dias (1997), para Portugal, período 1953-1993.

A variação da taxa de inflação[26] e o *ratio* do défice da BTC no PIB são duas outras variáveis a inserir no membro direito das equações a estimar[27].

À luz da literatura que enfatiza a lógica estabilizadora da política económica seria então de esperar que as variáveis que representam o ciclo do produto, a taxa de inflação e o défice da BTC condicionassem negativamente a diferença, em cada período, entre o valor das despesas públicas (suas diferentes componentes) e o da sua tendência. Diversamente, o coeficiente esperado para a variável que traduz o ciclo do desemprego deveria ser positivo.

O quadro 4.1 resume a especificação adoptada para as diversas variáveis e os sinais esperados dos coeficientes das variáveis independentes.

26 Obtida através das séries do índice de preços no consumidor (IPC), publicadas pelo Instituto Nacional de Estatística (INE). Só é calculada a partir do ano de 1956, uma vez que o primeiro IPC publicado se refere ao ano de 1955.

27 A preferência pela variação da taxa de inflação, ao invés da própria taxa, deve-se ao facto de esta última ser portadora de uma raiz unitária, à luz dos testes propostos por Dickey-Fuller e Phillips-Perron (ver anexo B).

Quadro 4.1 : Variáveis dependentes e independentes

Variáveis dependentes		
G		Desvio do logaritmo do consumo público a preços constantes de 1953 em relação à sua tendência, obtida pelo filtro H-P ($\lambda = 400$).
Trf		Desvio do logaritmo das transferências a preços constantes do consumo privado de 1953 em relação à sua tendência, obtida pelo filtro H-P ($\lambda = 400$).
DC		Desvio do logaritmo do somatório das transferências, consumo público e subsídios a preços constantes de 1953 em relação à sua tendência, obtida pelo filtro H-P ($\lambda = 400$).
Variáveis independentes e sinal esperado		
Variáveis Políticas		
PBC_1, PBC_2 e PBC_3	+	Ciclo eleitoral
PBC_4 e PBC_5	-	Ciclo pós-eleitoral
ESQ, ESQ_1 E ESQ_2	+	Esquerda
D_D	-	Substituição de um governo de esquerda por um de direita
D_E	+	Substituição de um governo de direita por um de esquerda
$Centro_1$ e $Centro_2$	?	Governos de iniciativa presidencial e bloco central (1); apenas de iniciativa presidencial (2).
COLIG	+	Governos de iniciativa presidencial e de coligação de partidos
MR	+	Governos de maioria relativa
Variáveis económicas		
Gap do produto	-	Desvio do logaritmo do PIB a preços constantes de 1953 em relação à tendência, obtida pelo filtro H-P ($\lambda = 400$).
Gap do desemprego	+	Desvio do logaritmo do n.º de desempregados, em sentido lato, em relação à tendência, obtida pelo filtro H-P ($\lambda = 400$).
$d^{(2)}IPC$	-	Variação da taxa de inflação
Défice da BTC	-	Percentagem do défice da BTC no PIB

4.3 – Resultados empíricos

Nesta secção, faremos uma prévia exposição da metodologia seguida no processo de estimação, sendo posteriormente apresentados e discutidos os resultados que advêm de, num primeiro estádio, havermos efectuado estimações para todo o período considerado e, depois, para cada um dos dois segmentos em que acabámos por subdividir a amostra.

4.3.1 – Método de estimação

Começámos por ensaiar diversas regressões que abarcavam todo o período da amostra[28], de 1957 a 1996, e só numa fase posterior o subdividimos em dois períodos distintos, a saber: de 1957 a 1973 e de 1976 a 1996, tendo então sido realizadas novas regressões para cada um destes. Os anos 1974 e 1975 foram anos particularmente conturbados; deu-se a queda do antigo regime e a situação revolucionária entretanto gerada lançou o país num complexo jogo de forças que apenas viria a conhecer alguma acalmia em finais de 1975. Só em 1976 o novo regime ficaria definitivamente consagrado num novo ordenamento constitucional, confirmado pelas eleições e institucionalizado com a entrada em funcionamento de uma assembleia de deputados com plenos poderes e do I Governo Constitucional. A modelização específica destes anos numa única regressão que abrangesse todo o período da amostra obrigar-nos-ia a incorporar demasiadas variáveis e, consequentemente, a perder muitos graus de liberdade. Optou-se pois por excluir

[28] As componentes cíclicas das variáveis foram obtidas com base no período que vai de 1953 a 1996, mas o primeiro valor da série da variação da taxa de inflação corresponde ao ano de 1957.

os anos de 1974-1975, efectuando, numa fase posterior, estimações para cada um dos períodos precedente e subsequente[29].

Outros tipos de problemas, resultantes da ocorrência de multicolinearidade, endogeneidade e autocorrelação do termo de perturbação, tiveram igualmente que ser ponderados.

A eventualidade de algumas variáveis independentes possuírem uma elevada correlação entre si redundaria nos problemas típicos da multicolinearidade[30]. Relativamente às variáveis económicas seria de esperar que a inserção simultânea das variáveis relacionadas com o desemprego, o produto e a inflação originasse aquele tipo de problemas. Optou-se então pela não inclusão de todas estas variáveis em conjunto.

Para garantir maior segurança nos resultados obtidos, foram efectuadas estimações[31] adicionais com o método dos mínimos quadrados bi-etápico (2SLS), a fim de minorar os problemas resultantes da possível endogeneidade de algumas variáveis explicativas. A forma estrutural da equação para estas variáveis incluiu, para além de um termo constante e da variável que representa o ciclo das despesas públicas, a própria variável desfasada de um e dois períodos. Deste modo, as variáveis que "pressentimos"[32] estarem correlacionadas com o termo de perturbação da equação a estimar foram instrumentalizadas pelos seus dois desfasamentos e por todas as variáveis predeterminadas que originariamente pertenciam à forma estrutural da equação cuja variável explicada é o desvio das

[29] Para cada um destes sub-períodos foi aplicado o filtro de Hodrick-Prescott, a fim de que assim se lograsse obter o desvio em relação à tendência nas diversas variáveis, que desta forma são incorporadas no modelo. Vejam-se os gráficos do Anexo C.

[30] A propósito da detecção da multicolinearidade e dos seus problemas, lemos com particular agrado o capítulo 8 do livro de Studenmund (1992). Johnston (1986), Greene (1993) e Pindyck e Rubinfield (1991) foram os manuais de econometria de cariz mais técnico por nós intensivamente utilizados.

[31] Todas as estimações foram realizadas usando o programa *RATS* na versão 4.2.

[32] Esperávamos encontrar elevada endogeneidade nas variáveis representativas do ciclo do produto e do desemprego. Também a variação da taxa de inflação e o défice da BTC poderão ser parcialmente determinados pelo comportamento cíclico das despesas públicas, só que de forma menos óbvia. A literatura que enfatiza a importância dos ciclos políticos costuma igualmente sublinhar a endogeneidade de muitas das variáveis políticas.

despesas públicas em relação à sua tendência[33]. A fim de aferir da similitude das estimativas obtidas pelos dois métodos (OLS e 2SLS) efectuou-se ainda o teste de Hausman[34].

Refira-se ainda que a generalidade das equações por nós estimadas admitem a variável dependente desfasada como variável explicativa, correspondendo à forma autoregressiva de um modelo de ajustamento parcial ou mesmo a uma combinação deste com um modelo de expectativas adaptativas[35]. A hipótese implícita no modelo de ajustamento parcial – a política económica seguida em cada momento é uma média ponderada da política desejada com a realizada no período anterior – parece-nos realista. A suposição de que a política almejada seja formulada com base nas expectativas sobre a evolução das variáveis que a condicionam (no caso vertente, das variáveis económicas e políticas) e que essas expectativas são formadas a partir da experiência passada daquelas variáveis, afigura-se-nos também plausível[36]. Os problemas levantados pela adopção deste tipo de modelos tomam, no entanto, dimensão diferente dos já acima enunciados.

A adopção de um modelo autoregressivo impõe ainda outras limitações. Dada a inclusão de diversas variáveis explicativas no modelo a estimar, a aplicação do processo de ajustamento parcial impõe o mesmo parâmetro de ajustamento para cada uma das variáveis explicativas. Ora, como refere Johnston (1986, p. 351), mesmo que o processo de ajustamento possuísse forma similar para cada variável, a velocidade desse processo poderia ser diferente. Expandindo o mesmo raciocínio

33 O problema da identificação dos sistemas de equações simultâneas foi obviamente tido em atenção. Em boa verdade, o método de estimação utilizado cai mais na alçada do método das variáveis instrumentais (IV) do que propriamente do 2SLS, sendo este um caso particular daquele. O método 2SLS requer formas estruturais mais "apuradas" de todas as equações.

34 Nem sempre foi possível a realização deste teste. Quando a variável representativa do ciclo do produto ou do ciclo do desemprego aparece subdividida, a utilização do método 2SLS não é directa, comprometendo a execução do teste.

35 Neste último modelo, a forma autoregressiva incluiria ainda a variável dependente desfasada de dois períodos (cf. Johnston, 1986, p. 354).

36 Esta hipótese é contudo teoricamente questionável se nos enquadrarmos nos pressupostos das expectativas racionais. Porém, quando o modelo é estimado pelo método dos mínimos quadrados bi-etápico (2SLS), a instrumentalização das variáveis endógenas (o ciclo do produto, por exemplo) obriga a incorporar

ao parâmetro que representa o ajustamento nas expectativas, quando admitimos a combinação dos dois modelos com múltiplas variáveis explicativas estamos, no fundo, a assumir que a velocidade de ajustamento nas expectativas é, por exemplo, igual para as variáveis que representam os ciclos políticos e para as que expressam os ciclos económicos. Qualquer um destes pressupostos é naturalmente muito questionável.

A estimação pelo método dos mínimos quadrados (OLS) da forma autoregressiva destes processos poderá, por sua vez, produzir estimativas enviesadas e inconsistentes. Tal será o caso quando o termo de perturbação desta formulação se encontre correlacionado com o(s) seu(s) valor(es) passado(s). Porém, nos modelos de ajustamento parcial, a assunção clássica do termo erro ser um ruído branco não colide com a inexistência da sua autocorrelação na forma autoregressiva, mantendo então os estimadores OLS as suas propriedades assimptoticas; em particular, são assimptoticamente eficientes. Mas, se aquela assunção clássica fosse violada e o termo perturbação seguisse, por exemplo, um processo AR(1), os estimadores OLS já seriam enviesados e inconsistentes, devendo de preferência utilizar-se o estimador de máxima verosimilhança ou o estimador de Hatanaka (cf. Greene, 1993, p. 535-536).

Em consequência do que atrás fica expresso, foram realizados testes apropriados à detecção da autocorrelação dos desvios: o teste h de Durbin, para autocorrelação de primeira ordem e o de Breusch-Godfrey, para autocorrelação de ordem superior ou igual a um, quer na forma AR, quer na MA[37].

É importante discernir se a correlação serial é pura ou se resulta apenas de uma má especificação do modelo, por exemplo, da omissão de uma variável ou de uma forma funcional incorrecta. Acreditamos ser mais verosímil a hipótese da

não apenas a experiência passada destas variáveis, como também toda a informação disponível. A compatibilidade com a hipótese das expectativas racionais fica então assegurada.

37 Na prática, acabámos por optar pela realização do teste de Breusch-Godfrey por ser mais simples a sua rotina no *RATS*. O cálculo da estatística h de Durbin não é possível quando a variância estimada do coeficiente da variável dependente desfasada excede o inverso da dimensão da amostra,

correlação serial proceder de uma má especificação do modelo. A re-especificação do modelo permitiu frequentemente a não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação dos resíduos nas equações em que os testes de h de Durbin e de Breusch-Godfrey indiciavam a sua presença.

Feita esta breve resenha da metodologia seguida no processo de estimação das três componentes da despesa pública, passemos então a apresentar e comentar os resultados.

4.3.2 – Estimação I: 1957-1996

Dada a particularidade da situação política portuguesa, a realização de estimações para o conjunto do nosso período amostral é muito discutível e, estamos em crer, os proveitos obtidos com o maior número de graus de liberdade não seriam suficientes para superar a sua debilidade. O pressuposto de que, em Portugal, o comportamento dos governantes dos períodos pré- e pós-revolucionário tivesse sido condicionado por uma mesma ordem de motivações é meramente académico. Muito mais o seria a presunção de identidade da sua função de reacção. As variáveis típicas da literatura dos ciclos políticos não terão qualquer relevância para a explicação da evolução das despesas públicas no período da ditadura e, como refere Silva Lopes (1996, p. 338) a propósito das políticas de regulação conjuntural no período de 1960-1973, "não se imitaram entre nós as políticas de tipo keynesiano de controle da procura, que então estavam em voga na maioria dos países europeus."

Cientes destas limitações, relataremos muito sucintamente os principais resultados obtidos.

Como meio de atalhar as fragilidades metodológicas inerentes à realização de estimações para todo o período da amostra, incorporou-se nas regressões

exigindo então um processo alternativo que não é mais do que um teste de Breusch-Godfrey modificado (Cf.

efectuadas uma variável *dummy* com valor igual à unidade para o período de 1974-1996 e, complementarmente, introduziram-se outras, obtidas do produto desta variável pelas variáveis representativas do ciclo económico e do ciclo eleitoral, para se poderem realizar testes sobre a alteração da intensidade do uso de políticas de estabilização e de políticas pré-eleitorais depois de 25 de Abril de 1974[38]. Em todo o caso, a realização de uma única regressão para todo o período da amostra não deixa de ser um procedimento deficiente. Nomeadamente porque não é efectuada qualquer diferenciação entre a governação da direita democrática e não democrática[39] nem se tem na devida conta o facto de a informação estatística ser, hoje, disponibilizada mais cedo e isto poder condicionar diversamente o tempo de reacção dos governantes. Efectivamente, o comportamento dos políticos no governo parece ter sido tão dissemelhante nos dois períodos que não se justifica sequer a aplicação do mesmo modelo a cada um deles[40].

Assim, com os resultados reportados no quadro 4.2, pretendemos tão somente corroborar a necessidade de realizar estimações separadas para períodos que abrangem regimes políticos radicalmente distintos. As opções tomadas quanto à forma de controlar as determinantes "económicas" das componentes transitórias das despesas públicas – transferências (Trf), consumo público (G) e conjunto das transferências, consumo público e subsídios (DC) – serão detalhadamente discutidas mais adiante.

Greene, 1993, p. 428).

[38] Caso aquela mutação não tivesse ocorrido, os coeficientes destas variáveis não deveriam ser significativamente diferentes de zero, enquanto os das variáveis na sua forma "original" (sem estarem pré-multiplicadas pela *dummy*) não. Se, todavia, se passasse a situação inversa, estaríamos perante a circunstância de apenas durante a democracia aquelas variáveis serem significativas.

[39] A autonomização dos governos de direita do pós-25 de Abril através de uma *dummy* adicional é impossível, uma vez que a soma desta com a variável que representa o período de governação da esquerda coincide com a *dummy* para o período de 1974-1996.

[40] A análise das séries das despesas públicas – dos desvios em relação às suas tendências – evidencia também esta diferença. Em particular, como refere Mónica Dias (1997, p. 80), detecta-se um comportamento diferenciado do consumo público nos dois sub-períodos, a sua volatilidade é mais acentuada nos anos mais recuados, com menor persistência e padrão cíclico indefinido.

Quadro 4.2 : A influência dos ciclos políticos e económicos nos ciclos das despesas públicas correntes, 1957-1996

	Trf 1957-1996	G 1957-1996	DC 1957-1996
Variáveis independentes	Coeficientes (estatística t) [significância]	Coeficientes (estatística t) [significância]	Coeficientes (estatística t) [significância]
Constante	-0.0321 (-1.375) [0.181]	-0.0155 (-1.308) [0.202]	-0.0274 (-1.808) [0.082]
Variável dependente desfasada um período	0.6025 (4.643) [0.000]	0.3969 (2.512) [0.018]	0.4485 (3.059) [0.005]
Dummy para 1974-1996	0.1887 (2.265) [0.032]	0.0679 (1.773) [0.087]	0.1569 (3.003) [0.006]
Dummy para 1986-1996	-0.2001 (-2.624) [0.014]	-0.0571 (-1.624) [0.116]	-0.1460 (-2.992) [0.006]
Gap do PIB a preços constantes (1)	0.5315 (1.228) [0.230]	0.0490 (0.214) [0.832]	-0.1006 (-0.351) [0.729]
Gap do PIB a preços constantes pós-74 (2)	0.0669 (0.108) [0.915]	0.6710 (2.082) [0.047]	0.5740 (1.418) [0.168]
(1) + (2)	0.5984 (1.386) [0.177]	0.7200 (2.954) [0.006]	0.4735 (1.589) [0.124]
Variação da taxa de inflação (3)	-1.1221 (-1.380) [0.179]	-0.5024 (-1.160) [0.256]	-1.0575 (-1.945) [0.062]
Variação da taxa de inflação pós-74 (4)	0.3910 (0.448) [0.658]	0.4184 (0.891) [0.381]	0.8985 (1.540) [0.135]
(3) + (4)	-0.7310 (-2.311) [0.029]	-0.0840 (-0.491) [0.628]	-0.1590 (-0.753) [0.458]

continuação

	Trf 1957-1996	G 1957-1996	DC 1957-1996
Variáveis independentes	Coeficientes (estatística t) [significância]	Coeficientes (estatística t) [significância]	Coeficientes (estatística t) [significância]
Ciclo eleitoral – PBC_1 (5)	0.0370 (1.230) [0.230]	0.0148 (0.901) [0.375]	0.0218 (1.061) [0.298]
Ciclo eleitoral pós-74 – PBC_1*Dummy74 (6)	0.0001 (0.002) [0.998]	-0.0163 (-0.733) [0.470]	-0.0236 (-0.854) [0.400]
(5) + (6)	0.0370 (1.316) [0.199]	-0.0015 (-0.101) [0.920]	-0.0018 (-0.093) [0.926]
Esquerda	-0.0466 (-0.992) [0.330]	-0.0121 (-0.488) [0.629]	-0.0130 (-0.399) [0.693]
Coligações	-0.1715 (-2.573) [0.016]	-0.0378 (-1.185) [0.246]	-0.0836 (-2.092) [0.046]
Maioria relativa	0.0635 (1.804) [0.082]	0.0048 (0.255) [0.801]	-0.0095 (-0.406) [0.688]
*Dummy*74+*Dummy*86	-0.0114 (-0.338) [0.738]	0.0108 (0.609) [0.547]	0.0109 (0.489) [0.629]
Teste de Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$	5.705 [0.017]	4.080 [0.043]	0.288 [0.592]
R^2 ajustado	0.708	0.419	0.633
F	8.890	3.345	6.606
N.º de graus de liberdade	27	27	27

Refiram-se ainda duas notas sobre a metodologia de abordagem, nesta fase, aos problemas da autocorrelação do termo de perturbação e da endogeneidade. No que concerne às estimações do consumo público e das transferências e à manifesta existência de autocorrelação dos resíduos, pensamos ser óbvia a sua relação com a escolha de um único modelo para o todo período, razão pela qual preferímos não a corrigir. A dificuldade de instrumentalizar o desvio do produto em relação à sua tendência quando esta variável é pré-multiplicada pela *dummy* que diferencia o regime democrático, levou-nos a contemplar apenas as estimações realizadas pelo método dos mínimos quadrados (OLS).

A análise dos resultados, direccionada para a avaliação da ocorrência de quebra estrutural, obriga-nos a ter em particular atenção a significância das variáveis que aparecem pré-multiplicadas pela *dummy*74. A não homogeneidade do intercepto é manifesta no coeficiente – positivo e significativo a menos de 10% – daquela *dummy* em todas as regressões. Do mesmo modo, existe evidência de resposta diferenciada do consumo público ao ciclo do produto, e das despesas correntes à variação da taxa de inflação. O ciclo eleitoral parece não ter exercido qualquer influência no comportamento das diversas componentes da despesa pública antes e depois da realização de eleições livres. Registe-se ainda a peculiaridade da componente transitória do consumo público não ser sensível ao ciclo do produto no período que antecede o 25 de Abril, diferentemente do que ocorre no período subsequente.

Feitos estes brevíssimos comentários, passemos então à explanação pormenorizada dos resultados obtidos da realização de regressões separadas para os dois períodos.

4.3.3 – Estimação II

4.3.3.1 – Período de 1976-1996

As regressões efectuadas para este período não enjeitaram alguns dos resultados surpreendentes obtidos para todo o período da amostra. Em particular, não se confirmaram as previsões efectuadas quanto ao sinal dos efeitos das variáveis representativas dos ciclos do produto e desemprego e do défice da BTC, que se encontram sistematizados no quadro 4.1. Apenas o coeficiente da variação

Quadro 4.3 : A influência dos ciclos políticos e económicos nos ciclos das despesas públicas correntes, 1976-1996

	Trf	Trf	G	G	DC	DC
Variáveis independentes	OLS 76-96	2SLS 76-96	OLS 76-96	2SLS 76-96	OLS 76-96	2SLS 76-96
Constante	-0.0013 (-0.092) [0.928]	-0.0035 (-0.233) [0.820]	0.0063 (0.864) [0.402]	0.0027 (0.361) [0.725]	0.0050 (0.288) [0.776]	0.0013 (0.067) [0.945]
Variável dependente desfasada um período	0.7168* (5.010) [0.000]	0.6990* (4.553) [0.001]			0.5144** (2.260) [0.043]	0.6325** (2.484) [0.030]
Gap do PIB a preços constantes	0.3059 (1.266) [0.229]	0.3989 (1.454) [0.174]	0.8028* (6.277) [0.000]	0.8919* (6.481) [0.000]	0.3501 (0.989) [0.342]	0.7062 (1.645) [0.128]
Variação da taxa de inflação	-0.4464*** (-1.976) [0.072]	-0.5058*** (-2.071) [0.063]	-0.0193 (-0.197) [0.847]	-0.1182 (-1.079) [0.302]	-0.0400 (-0.164) [0.872]	-0.1747 (-0.593) [0.565]
Ciclo eleitoral – PBC_1	0.0030 (0.181) [0.859]	0.0037 (0.214) [0.834]	-0.0011 (-0.133) [0.896]	0.0013 (0.160) [0.876]	-0.0131 (-0.643) [0.533]	-0.0132 (-0.589) [0.568]
Esquerda	-0.0777* (-3.052) [0.010]	-0.0768** (-2.818) [0.017]	-0.0071 (-0.543) [0.596]	-0.0070 (-0.516) [0.615]	-0.0138 (-0.419) [0.683]	-0.0016 (-0.044) [0.965]
Coligações	0.0103 (0.507) [0.622]	0.0107 (0.493) [0.632]	0.0048 (0.464) [0.650]	0.0067 (0.613) [0.551]	0.0342 (1.166) [0.266]	0.0225 (0.674) [0.514]
Maioria relativa	0.0391*** (1.935) [0.077]	0.0370 (1.712) [0.115]	-0.0150 (-1.395) [0.185]	-0.0189 (-1.744) [0.107]	-0.0215 (-0.797) [0.441]	-0.0172 (-0.572) [0.579]
Teste de Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$	0.620 [0.431]	1.672 [0.196]	0.419 [0.518]	2.010 [0.156]	0.088 [0.767]	1.892 [0.169]
R^2 ajustado[1]	0.681	0.667	0.795	0.803	0.450	0.360
F	6.799		13.885		3.220	
N.º de graus de liberdade	12	11	14	12	12	11
Teste de Hausman – $\chi^2(k)$		0.793 [0.999]				2.233 [0.973]

Notas: 1) O R^2 não é apropriado para avaliar a bondade do ajustamento, quando se utilizam variáveis instrumentais. 2) Entre parêntesis curvo e recto encontram-se, respectivamente, os valores da estatística t e o nível de significância. 3) Os símbolos *, ** e *** representam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

da taxa de inflação haveria de obter sinal negativo conforme às expectativas. Efectivamente, como o ilustram os resultados transcritos no quadro 4.3, todas as

componentes da despesa pública, com maior ou menor dimensão, mostram responder pró-ciclicamente ao produto[41]. Porém, antes de comentarmos mais exaustivamente estes resultados, convém, ainda, referir algumas das opções tomadas quanto à forma de controlar as determinantes políticas e económicas do desvio das despesas públicas em relação à sua tendência.

No conjunto de regressões efectuadas, optou-se sempre por manter as variáveis relacionadas com a ocorrência de ciclos políticos, ainda que os seus coeficientes não sejam estatisticamente diferentes de zero. Em compensação, preferímos não inserir simultaneamente todas as variáveis económicas pelas razões já antes apresentadas. A primazia dada à variável que traduz a componente transitória do produto e à variação da taxa de inflação resultou de um trabalho prévio de selecção, tendo sido primeiramente realizadas diversas regressões que contemplaram formas distintas de controlar as determinantes económicas das despesas públicas.

Destas regressões, merecem-nos particular relevância as que integraram o défice da BTC enquanto variável explicativa, conjuntamente com a variação da taxa de inflação e o *gap* do produto (ou o do desemprego). Em todas elas, as efectivadas para o todo período da amostra e para os dois sub-períodos separadamente, o seu coeficiente foi positivo[42], parecendo contender com a conjectura de que a política orçamental em Portugal tenha sido muito condicionada pelo défice da BTC. Porventura, esta observação resultará menos insólita se, para

[41] Estes resultados são conformes com os obtidos nas estimações efectuadas, em que a variável do *gap* do produto foi substituída pela do *gap* do desemprego. Nestas últimas, o coeficiente foi sistematicamente negativo. Como já antes referimos, a elevada correlação existente entre estas duas variáveis levou-nos a não incluí-las simultaneamente, a fim de evitar os problemas derivados da multicolinearidade. Os resultados destas estimações encontram-se reproduzidas no Anexo F.

[42] A possibilidade de a causalidade em sentido inverso (mais despesa pública ser a causa de mais défice da BTC) estar na génese deste resultado foi ponderada. A realização dos testes de causalidade propostos por Granger parecem confirmar que o sentido de causalidade prevalecente é o das despesas públicas (das transferências e, com menos expressividade, das despesas correntes) para o défice da BTC. Estes testes não permitem, aliás, inferir a existência de causalidade em sentido inverso – do défice para as despesas.

Em todo o caso, registe-se que nas regressões efectuadas para o período de 1976-1996 o coeficiente estimado do défice da BTC, apesar de positivo, não demonstrou ser significativamente distinto de zero.

o período em análise, atentarmos na panorâmica que Silva Lopes (1996) traça da economia portuguesa nos últimos 30 anos. No período em que o défice da BTC foi mais relevante, de 1974 a 1984, apenas os governos do PS, PS-CDS e de iniciativa presidencial (1977-1979) e o do Bloco Central (1983-1985) condicionaram a sua política pelo combate ao défice da balança de pagamentos (cf. *op. cit.*, p. 241). Ora, como se pode constatar por consulta do Anexo E, que define as variáveis políticas, estes anos constituem o grosso da governação da esquerda, sendo o sinal do coeficiente desta variável negativo, contrariamente ao que a literatura dos ciclos políticos postula. Assim sendo, pode dar-se o caso desta variável (ESQ) estar a capturar as políticas restritivas de combate ao défice externo[43].

A confirmar-se, tal como o indiciam os testes de Granger[44], a predominância da causalidade no sentido das despesas públicas para o défice da BTC – isto é, que o aumento do desvio das despesas públicas em relação à sua tendência induza um agravamento do défice da BTC –, não faz sentido incluir esta variável no lote das variáveis explicativas das despesas públicas. Esta opção perpassará nos resultados, que reproduziremos, das diversas regressões.

Outro reparo se torna ainda indispensável fazer a propósito da não inserção da variável *dummy* que diferencia o período posterior à adesão à UE do que o antecede, nas regressões realizadas para o período de 1976-1996. A soma desta *dummy* com a que distingue os governos de coligação perfaz a unidade a partir de 1978, inviabilizando, assim, a correcção da endogeneidade através do método dos

[43] Quando modelizados especificamente os anos de vigência dos acordos de estabilização com o FMI (1978-1979 e 1983-1984) através de uma variável *dummy*, verifica-se que o seu coeficiente é negativo, mas não é significativamente diferente de zero. Em todo o caso, a elevada correlação entre esta variável e as *dummies* políticas, em especial a ESQ, redunda numa diminuição das estatísticas t destas variáveis, aumentando em simultâneo o valor do coeficiente de determinação ajustado. Tipicamente, estamos na presença de multicolinearidade. Refira-se, ainda, que é nas regressões em que a variável dependente é o ciclo das transferências que esta variável tem maior impacto.

[44] Alguma precaução deve ser tida na generalização dos resultados destes testes ao conceito de causalidade. Para sermos mais precisos, à luz dos testes realizados, deveríamos tão somente afirmar que o *gap* das despesas públicas, em particular das transferências, precede temporalmente a percentagem do défice da BTC no PIB, não havendo confirmação estatística de precedência em sentido inverso.

mínimos quadrados bi-etápico (2SLS)[45]. Em todo o caso, o facto de termos efectuado a decomposição das componentes transitória e permanente para este período atenua as diferenças existentes nos dois sub-períodos da amostra (antes e após a adesão)[46].

Retomando a análise do quadro 4.3 começamos por constatar uma reacção muito diferenciada das duas principais componentes da despesa pública corrente, o consumo público e as transferências, às variáveis susceptíveis de explicar o seu comportamento cíclico. Destaca-se desde logo a melhor aderência do *gap* das transferências ao modelo teórico de referência, patenteada num maior número de coeficientes estatisticamente significativos, ainda que frequentemente de sinal contrário ao esperado. Efectivamente, o modelo não se revela particularmente adequado para explicar a evolução da componente transitória do consumo público, apesar de o coeficiente de determinação ajustado ser mais elevado. Desde logo, o coeficiente do *gap* do consumo público desfasado de um período não se distinguiu significativamente de zero e, quando mantida esta variável nas regressões, os testes de Breusch-Godfrey não permitem excluir a hipótese de autocorrelação dos resíduos. A conjugação destes dois factores desaconselha, portanto, a inserção desta variável nas regressões do consumo público que abrangem o período de 1976-1996, diferentemente do que acontece nos outros períodos.

Por sua vez, nenhuma das variáveis destacadas pela literatura dos ciclos políticos[47] parece ter exercido influência significativa no evoluir desta componente das despesas públicas; apenas o ciclo do produto manifesta afectá-la

45 A instrumentalização do desvio do produto em relação à sua tendência através dos seus dois desfasamentos e de todas as restantes variáveis pré-determinadas obriga a que as estimações para este período se iniciem no ano de 1978.

46 Neste período mais curto de tempo, a curva que representa a tendência reflecte com mais intensidade os choques provenientes da adesão, ajustando-se melhor aos valores efectivos. A componente transitória ressentir-se-á também desta correcção. Neste caso particular, espera-se que a amplitude da sua flutuação seja menos acentuada no período que antecede a adesão (com a decomposição efectuada apenas para o período amostral de 1976-1996) do que seria se a decomposição tivesse sido consumada para o período inteiro (1953-1996).

significativamente. Contudo, apesar de ser previsível uma influência mais forte das variáveis "políticas" e das variáveis que reflectem o ciclo económico no andamento das transferências em relação à sua tendência – o seu maior impacto no rendimento disponível das famílias poderia torná-las mais apetecíveis à sinalização pré-eleitoral, e a existência de estabilizadores automáticos (subsídios de desemprego) poderiam favorecer essa influência mais potente –, os resultados obtidos, de uma e outra estimação, ficam longe das expectativas. Passemos então a comentá-los com maior detalhe.

O gap do produto

Como já antes referimos, esperávamos ter obtido um sinal negativo para o coeficiente do desvio do produto em relação à tendência por influência quer da estabilização automática quer da activa. O sinal positivo[48], inesperado, desta variável em todas as regressões efectuadas, mesmo quando instrumentalizada[49], obriga-nos a discutir melhor a formulação adoptada.

A manutenção dos sinais não esperados dos coeficientes da variável que representa o ciclo do produto levou-nos a aventar a hipótese da assimetria no uso da política económica. A diminuição prevista dos subsídios de desemprego,

47 Só os governos de maioria relativa parecem ter exercido alguma influência negativa sobre o crescimento do desvio do consumo público em relação à sua tendência. Mesmo assim, muito marginalmente.

48 A realização dos testes de Granger à relação entre as diversas componentes transitórias da despesa pública e esta variável não permite rejeitar a hipótese de existência de causalidade no sentido do ciclo do produto para o ciclo das despesas.

49 Um observação mais quanto ao teste de igualdade dos vectores de coeficientes estimados por OLS e 2SLS, quando o *gap* do produto é instrumentalizado. A estimação OLS permite maior número de graus de liberdade do que a 2SLS, devido à forma como é instrumentalizado o *gap* do produto. Por sua vez, o teste de Hausman aprecia a igualdade entre os dois vectores de coeficientes estimados. Na realidade, o teste reproduzido no quadro 4.3 não é absolutamente correcto, visto ser um teste de igualdade de coeficientes estimados para períodos não completamente coincidentes (um ano de diferença). Em todo o caso, assinale-se a não rejeição da hipótese nula da identidade das estimativas para níveis de significância tão elevados (mais de 90%), indiciando que a endogeneidade da componente transitória do produto é pequena em relação aos ciclos das transferências e das despesas correntes. A realização do mesmo teste para as regressões do consumo público foi inviabilizada pelo facto de os períodos de estimação serem mais

quando o produto cresce acima da sua tendência de longo prazo e o desemprego diminui, poderia ser globalmente compensada pelo crescimento adicional de outros tipos de despesas (por exemplo, melhoria das pensões sociais), crescimento esse permitido pela evolução positiva automática dos impostos[50]. A maior disponibilidade de meios de financiamento poderia induzir o incremento das despesas públicas, quando se previa que elas diminuíssem. Em todo o caso, quando a produção crescesse abaixo do que seria esperado e o desemprego aumentasse, os governos, apesar das dificuldades acrescidas de financiamento, veriam as transferências públicas crescer, ainda que não encetassem qualquer política expansionista discricionária.

De facto, a literatura que releva as interacções político-económicas tem chamado a atenção para a assimetria da política fiscal. Nomeadamente Alesina e Perotti (1995a), que concluíram pela assimetria no uso da política orçamental em 20 países da OCDE depois de 1960. Os impulsos fiscais positivos – sinal de políticas fiscais discricionárias expansionistas – ficaram a dever-se fundamentalmente a incrementos nas despesas públicas, enquanto os negativos – políticas de ajustamento – resultaram, sobretudo, de aumentos nos impostos. Essa assimetria estende-se ainda às componentes da despesa pública: em períodos de expansão orçamental, são as transferências e os vencimentos dos funcionários públicos que mais contribuem para aquela expansão; em períodos de ajustamento fiscal, os cortes a ocorrer nas despesas públicas incidem principalmente no investimento público[51].

díspares (76-96 para OLS e 78-96 para 2SLS), no entanto, quando restringido o período para 78-96 na regressão OLS, confirma-se a não rejeição da hipótese nula de identidade dos coeficientes.

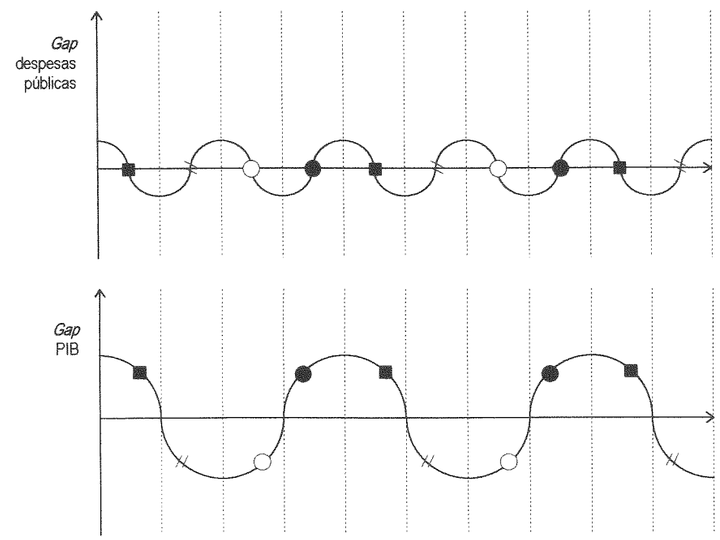
50 No seu estudo sobre o crescimento das despesas públicas na Suécia, Magnus Henrekson (1990) obtém um coeficiente não significativamente diferente de zero para a elasticidade rendimento das transferências. Para explicar tal resultado, argumenta com a existência de duas forças que se contrabalançam: quando o rendimento cresce, aproveita-se para se aumentar as reformas sociais, que, por sua vez, incrementam as transferências; quando a economia declina, os subsídios ao desemprego crescem automaticamente e os governos têm dificuldade de repartir, através do sistema político, aquelas perdas, expandindo, então, as transferências.

A argumentação aduzida por este autor reforça, pois, a nossa convicção da possibilidade de existência de assimetria.

51 Cf. *op. cit.*, p. 220 e 223-224.

Parece-nos lícito extrapolar estes resultados e esperar também um comportamento assimétrico das despesas públicas na reacção ao ciclo económico. O gráfico que a seguir reproduzimos pretende estilizar o reflexo dessa assimetria na componente transitória das despesas públicas.

Gráfico 4.1 : Assimetria



Para controlarmos esta possibilidade, subdividímos a variável que representa o ciclo do produto em duas: uma que reproduz a fase positiva do ciclo, e a outra, os seus valores negativos[52]. De acordo com o que antes dissemos, esperaríamos que a primeira (fase positiva do ciclo) pudesse ter coeficiente positivo, mas que a segunda (crescimento efectivo do produto abaixo da sua tendência de longo prazo) tivesse coeficiente negativo. Uma assimetria de cariz ainda mais marcado poderia

acontecer – a da lógica que preside às políticas de estabilização, activas e automáticas, apenas ser dominante quando aumenta o *gap* negativo do produto efectivo em relação ao potencial. Efectuámos então uma subdivisão adicional das variáveis, passando o ciclo económico a ser representado por quatro variáveis ao todo. Os valores negativos (positivos) do ciclo repartem-se por duas variáveis: uma para a fase descendente e outra para a fase ascendente. Prosseguindo o raciocínio favorável à assimetria, conjecturamos pois um sinal negativo para o coeficiente da variável que representa o aumento do desvio negativo do produto em relação à sua tendência. Em termos formais, os modelos correspondentes a estas duas hipóteses seriam:

Modelo 1

$$\text{Gap da Despesas Públicas} = f\left[D_p \text{GapY},\ (1-D_p)\text{GapY},\ Z\right]$$

$$D_p = \begin{cases} 1 \text{ se GapY} \geq 0 \\ 0 \text{ se GapY} < 0 \end{cases}$$

Z = vector das restantes variáveis explicativas

Modelo 2

$$\text{Gap das Despesas Publicas} = f\left[D_c D_p \text{GapY},\ (1-D_c)D_p\text{GapY},\ D_c(1-D_p)\text{GapY},\ (1-D_c)(1-D_p)\text{GapY},\ Z\right]$$

$$D_p = \begin{cases} 1 \text{ se GapY} \geq 0 \\ 0 \text{ se GapY} < 0 \end{cases} \qquad D_c = \begin{cases} 1 \text{ se GapY crescente} \\ 0 \text{ se GapY decrescente} \end{cases}$$

Z = vector das restantes variaveis explicativas

Os resultados da estimação destes modelos[53] aparecem relatados no quadro 4.4.

[52] Ambas as variáveis tomam valores nulos nos períodos em que a variável que representa o ciclo toma valor de sinal contrário ao que cada uma delas pretende expressar.

[53] Mais uma vez optámos por manter todas as variáveis políticas. A supressão das não significativas mantém globalmente os resultados, mas diminui expressivamente a autocorrelação dos resíduos e incrementa, como era de esperar, os valores do coeficiente de determinação ajustado e da estatística F.

Poder-se-iam também ter efectuado estimações corrigindo, de algum modo, a endogeneidade do ciclo do produto. Todavia, o método 2SLS não pode ser directamente utilizado nestas regressões. A metodologia usada consistiria na prévia instrumentalização do *gap* do PIB pelos seus dois desfasamentos e por todas as variáveis pré-determinadas. Os valores assim estimados do *gap* do PIB seriam posteriormente repartidos pelas variáveis que representam as fases positiva e negativa do ciclo. Feita esta repartição, proceder-se-ia então à estimação OLS.

Como se pode constatar pela leitura do quadro 4.4, a assimetria é aparente na mudança de sinal (para negativo) do coeficiente da variável que representa o desvio negativo do produto em relação à sua tendência. Isto, nas regressões em que as variáveis dependentes são os ciclos das transferências e das despesas

Quadro 4.4 : Assimetria, estimações dos modelos 1 e 2

	Trf	Trf	G	G	DC	DC
Variáveis independentes	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96
Constante	-0.0291 (-1.225) [0.246]	-0.0276 (-1.111) [0.296]	0.0025 (0.235) [0.818]	-0.0041 (-0.409) [0.690]	-0.0054 (-0.214) [0.834]	-0.0127 (-0.427) [0.680]
Variável dependente desfasada um período	0.8867* (4.870) [0.000]	0.7746** (3.936) [0.003]			0.4985*** (2.115) [0.058]	0.3740 (1.063) [0.315]
a) *Gap* positivo do PIB	1.0941*** (1.821) [0.096]		0.9270** (3.471) [0.004]		0.6617 (1.024) [0.328]	
b) *Gap* negativo do PIB	-0.5889 (-0.878) [0.399]		0.6593** (2.205) [0.046]		-0.0453 (-0.059) [0.954]	
Teste sobre a igualdade a) = b)	2.021 [0.183]		0.285 [0.602]			
Gap positivo crescente do PIB		0.4417 (0.576) [0.579]		0.6151** (2.221) [0.048]		0.2660 (0.261) [0.800]
Gap positivo decrescente do PIB		1.3288*** (2.105) [0.065]		1.3040* (4.684) [0.001]		0.9746 (1.186) [0.266]
Gap negativo crescente do PIB		-0.4764 (-0.309) [0.765]		0.3652 (0.513) [0.618]		-0.3714 (-0.168) [0.870]
Gap negativo decrescente do PIB		-0.3021 (-0.433) [0.675]		0.6913** (2.650) [0.023]		-0.1567 (-0.185) [0.858]
Variação da taxa de inflação	-0.4318*** (-1.989) [0.072]	-0.4081 (-1.821) [0.102]	0.0043 (0.039) [0.969]	-0.0283 (-0.290) [0.777]	0.0321 (0.115) [0.911]	0.0450 (0.137) [0.894]

Quando ensaiadas estas estimações, obtiveram-se resultados que não inviabilizaram as conclusões apuradas na estimação OLS, apesar de as estimações das variáveis instrumentalizadas se afastarem bastante dos seus valores originais. Em todo o caso, a inferência estatística daquelas estimações estaria comprometida pelo facto de a matriz das variâncias e covariâncias estar incorrectamente especificada, devido à metodologia seguida.

continuação

	Trf	Trf	G	G	DC	DC
Variáveis independentes	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96
Ciclo eleitoral – PBC_1	-0.0004 (-0.027) [0.979]	0.0075 (0.446) [0.666]	-0.0022 (-0.255) [0.803]	0.0035 (0.444) [0.665]	-0.0154 (-0.719) [0.487]	-0.0094 (-0.380) [0.713]
Esquerda	-0.0827** (-3.352) [0.006]	-0.0738** (-2.863) [0.019]	-0.0082 (-0.603) [0.557]	-0.0020 (-0.163) [0.873]	-0.0164 (-0.479) [0.641]	-0.0147 (-0.380) [0.713]
Coligações	0.0192 (0.941) [0.367]	0.0157 (0.760) [0.466]	0.0061 (0.557) [0.587]	0.0067 (0.702) [0.497]	0.0379 (1.230) [0.244]	0.0463 (1.290) [0.229]
Maioria relativa	0.0423*** (2.167) [0.053]	0.0424*** (1.948) [0.083]	-0.0144 (-1.298) [0.217]	-0.0153 (-1.441) [0.177]	-0.0204 (-0.736) [0.477]	-0.0251 (-0.782) [0.454]
Teste de Breusch-Godfrey – $\chi^2(1)$	2.289 [0.130]	2.496 [0.114]	0.887 [0.346]	2.307 [0.129]	0.066 [0.797]	1.685 [0.194]
R^2 ajustado^2	0.706	0.710	0.783	0.838	0.418	0.328
F	6.708	5.654	11.335	12.523	2.706	1.927
N.º de graus de liberdade	11	9	13	11	11	9

Notas: 1) Entre parêntesis curvo e recto encontram-se, respectivamente, os valores da estatística t e o nível de significância. 2) Os símbolos *, ** e *** representam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

correntes. Porém, essa alteração não chega a ser estatisticamente significativa[54]. Aliás, apesar de negativos, aqueles coeficientes não são sequer significativamente distintos de zero. O consumo público revela-se ainda menos sensível à eventual assimetria: os coeficientes de ambas as variáveis mantêm o sinal positivo, apenas se registando uma ligeira diminuição do coeficiente estimado do *gap* negativo do PIB.

A forma de assimetria correspondente ao modelo 2 encontra ainda menos eco nos resultados. Mantêm-se os sinais das variáveis anteriores apesar da sua subdivisão nas fases crescente e decrescente. Quando aplicado este modelo às despesas correntes, os coeficientes de todas as variáveis deixam de ser significativamente diferentes de zero.

Como explicar estes resultados?

[54] A pelo menos 10%.

Econometricamente, trata-se com certeza de erros na especificação do modelo, que, por sua vez, podem radicar em deficiências do próprio modelo teórico. Dissequemos então alguns desses erros.

Se atentarmos melhor na metodologia seguida, podemos, por exemplo, responsabilizar a configuração usada para controlar a endogeneidade óbvia da componente transitória do produto em relação à do consumo público e, mesmo, das transferências. Porventura, seria mais adequado usar o método dos mínimos quadrados tri-etápico (3SLS).

Recordemo-nos ainda que as componentes cíclicas foram obtidas por métodos meramente estatísticos e que pode dar-se o caso de os factores que influenciam a componente permanente das despesas públicas deixarem resquícios na componente transitória, em virtude de, neste tipo de estimação, poder haver algum atraso na sua repercussão sobre a tendência. O óptimo seria fazer essa decomposição com base num modelo teórico.

Pode ainda dar-se a circunstância de os governos serem condicionados pela fase do ciclo económico quando iniciam reformas estruturais. Em especial a partir dos anos 80, numa época em que se questiona a ortodoxia keynesiana e a eficácia das políticas de estabilização e a acção dos governos se vê espartilhada na contenção do défice público, a implementação de medidas de curto prazo pode estar mais seriamente comprometida e as de longo prazo, mais submetidas à evolução das receitas fiscais. Por outro lado, o comportamento pró-cíclico dos impostos é, habitualmente, tido como certo.

Refira-se, ademais, a disponibilidade de outros "instrumentos" de política económica para realizar eventuais programas de estabilização activa. Aliás, a relação entre os diversos "instrumentos" não é necessariamente estável ao longo do tempo. Este mesmo argumento é usado por Alesina, Roubini e Cohen (1997, p. 108) para explicarem a dificuldade de encontrar efeitos partidários expressivos no uso das políticas fiscal e monetária.

A variação da taxa de inflação

A variação da taxa de inflação recebeu, como se pode extrair da análise do quadro 4.4, o sinal negativo esperado, mas o seu coeficiente apenas se apresentou estatisticamente significativo nas regressões em que a variável dependente é a diferença das transferências em relação à sua tendência. Esta especial significância pode ficar a dever-se ao facto de as transferências haverem sido deflacionadas pelo índice de preços implícito no consumo privado cuja evolução acompanha de perto a do índice de preços no consumidor. Assim, por exemplo, a aceleração no ritmo de crescimento da inflação poderá ter induzido um decrescimento no *gap* das transferências, em virtude da actualização dos subsídios de desemprego e das pensões sociais não ser efectuada ao mesmo ritmo ou só o ser com atraso, o que não deixa de ser uma medida de política económica.

Outro resultado interessante convém reportar. Se executarmos regressões onde se incluiu, adicionalmente, a variação da taxa de inflação pré-multiplicada pela *dummy* que distingue o período pós-1986 do restante, obtêem-se coeficientes negativos e significativos para esta variável, quando as variáveis explicadas são as transferências e o consumo público. No que se refere a esta última, a variação da taxa da inflação passa a ter coeficiente significativamente distinto de zero no período posterior à adesão à UE[55], diversamente do que sucede para o período anterior (cf. Anexo F)[56].

[55] Este coeficiente, que resulta da soma de duas variáveis – a variação da taxa de inflação com e sem pré-multiplicação pela $dummy_{86\text{-}96}$ –, obtém valor igual a -0.5115 e é distinto de zero para um nível de significância inferior a 5%.

[56] Foram também efectuadas regressões com o ciclo do produto multiplicado pela $dummy_{86\text{-}96}$ como variável explicativa. Os resultados não foram de molde a confirmar uma alteração da reacção ao ciclo do produto após 1986.

Ciclo eleitoral

As variáveis relacionadas com o comportamento eleitoralista dos políticos no governo, com as suas diferentes opções ideológicas e com a fragilidade que advém da menor coesão política de governos de coligação ou minoritários têm relevância distinta nas duas componentes principais das despesas correntes – o consumo público e as transferências – e, mais uma vez, os seus coeficientes tomam frequentemente sinais contrários ao estipulado pela teoria.

A variável PBC_1, que diferencia, no mandato dos políticos no governo, os dois anos pré-eleitorais do restante período, não recebe confirmação estatística em qualquer das regressões. Outras especificações para esta variável foram, igualmente, ensaiadas e testadas sem qualquer êxito[57].A inobservância de suporte empírico desta variável política não é, contudo, uma idiossincrasia portuguesa. Na realidade, outros estudos sobre outros países têm revelado essa mesma ausência de relevância estatística das variáveis que representam o ciclo eleitoral[58].

Seria fastidiosa a completa inventariação dos factores que poderiam estar na génese dos resultados que obtivemos para esta variável. Fiquemo-nos, pois, pela enumeração de alguns dos que nos pareceram mais relevantes: *i*) a possibilidade, não controlada, de os governantes apenas explorarem oportunisticamente a política económica em caso de défice de popularidade, quando existe risco de não serem reeleitos; *ii*) a faculdade de recorrerem a outros "instrumentos" de política económica; *iii*) diferenças ideológicas que poderão "obrigar" a diferentes políticas

[57] Também os coeficientes das variáveis PBC_3 e PBC_2, que distinguem apenas o ano eleitoral dos restantes anos de mandato, não acolhem significância estatística. A conjugação destas variáveis com outras que distinguem o primeiro ano pós-eleitoral (para avaliar se a seguir às eleições os governos empreenderiam políticas restritivas) não recebe também qualquer confirmação empírica. Uma outra formulação para o ciclo eleitoral foi também testada – a variável *dummy* $PBC_1\{1\}$, que toma valores iguais à unidade no ano eleitoral e no ano posterior (promessas pré-eleitorais poderão originar mais despesas ulteriormente). Diversamente das outras variáveis, esta última mostra ter expressividade estatística no ciclo das despesas correntes (cf. Anexo F).

[58] A título de exemplo, refiram-se: Neck e Schneider (1990), sobre as despesas públicas austríacas; Sørensen (1990) e Lybeck (1986), com adaptações de modelos político-económicos às despesas públicas norueguesas e suecas, respectivamente; Alesina, Cohen e Roubini (1993), para um conjunto de países da OCDE.

pré-eleitorais[59]; *iv*) a eventualidade de os políticos no governo nos vários períodos eleitorais se encontrarem diversamente constrangidos por outros tipos de motivações e restrições não contempladas no modelo[60]; *v*) a periodicidade anual dos dados[61]; *vi*) a ocorrência de outro tipo de incorrecções derivadas da formalização do modelo – a sua linearidade, a estrutura de desfasamentos utilizada, a metodologia utilizada para controlar a simultaneidade existente; ou, muito simplesmente, *vii*) os políticos não serem tão "oportunistas" e os eleitores tão "míopes". Comentando a obtenção de resultados semelhantes, Alesina, Roubini e Cohen (1997, p. 107) propõem a seguinte explicação:

> " The lack of effects in the sample including the most recent decade suggests, perhaps, that most transfer programs have become long-term mandatory spending programs (such as Social Security and welfare programs) that cannot be easily manipulated for short-run purposes. This latter observation may also explain the failure to find any significant partisan effects in transfer payments."

Seja-me ainda permitida uma brevíssima observação final sobre a (não) relevância destas variáveis nas despesas correntes. Os subsídios às empresas são uma das suas componentes cuja evolução, como anteriormente referimos[62], mais se esperaria ser influenciada por considerações de ordem eleitoral. Todavia, este não foi o sentido e o significado imprimido ao coeficiente das variáveis representativas do ciclo eleitoral nas regressões onde o *gap* das despesas correntes era a variável dependente. A tal não deve ter sido alheia a sub-avaliação dos subsídios durante a primeira metade dos anos 80, bem como a sua evolução posterior. Após a adesão à

59 Esta hipótese não foi por nós controlada pelas razões aduzidas anteriormente.

60 Os acordos de estabilização celebrados com o FMI, a necessidade de controlar o défice público para cumprir os critérios de convergência da UE poderiam reflectir-se num uso particular das políticas eleitoralistas, em Portugal.

61 Porventura uma periodicidade trimestral seria mais apropriada.

62 No capítulo 3.

UE, esta componente da despesas viu a sua importância relativa diminuir e estabilizar.

Esquerda

O comportamento atípico dos governos de esquerda[63] manifesta-se no sinal negativo da *dummy* que representa o seu período de governação. Esse coeficiente negativo torna-se mesmo expressivo, quando a variável dependente é o desvio das transferências em relação à sua tendência. Assim, a tradicional propensão da esquerda para ser mais despesista parece, também ela, não encontrar eco nestes resultados.

Se para explicar a falta de suporte empírico daquela variável nos défices públicos, Alesina, Roubini e Cohen (1997, p. 205) argumentam com a necessidade da realização de ajustamentos fiscais em muitos dos países industrializados a partir dos anos 80, com igual ou maior propriedade, parece-nos, o faríamos nós, para o caso específico de Portugal. Efectivamente, seria muito de estranhar caso o sinal tivesse sido positivo, como prescreve a literatura dos ciclos partidários.

Os programas de ajustamento subscritos com o FMI, já o dissemos, foram implementados durante a vigência de governos, para o efeito, classificados de esquerda e de coligação. Naturalmente, este é um factor de peso para justificar o sinal negativo daquela variável. Aliás, a favor da endogeneidade destas variáveis políticas poder-se-ia alegar com o facto de ser mais fácil para os governos de esquerda ou para os de coligação empreenderem estas tarefas, seja em termos de conflitualidade social seja dos custos que lhes seriam imputados. Isto é, a necessidade de realizar políticas restritivas poderia estar na génese da eleição de governos de esquerda, a fim de que aqueles viessem a sofrer menor contestação;

63 Foram também efectuadas regressões em que os governos de iniciativa do Presidente Ramalho Eanes e o do bloco central foram modelizados como governos de centro. Os resultados confirmaram coeficientes negativos para esta variável e para a variável representativa dos restantes governos classificados de esquerda (cf. Anexo F).

estes governos, por sua vez, poderiam preferir repartir os seus custos por um leque mais ou menos alargado de parceiros na circunstância de terem apenas maioria relativa[64]. Acrescente-se ainda a tradição de os governos de esquerda em Portugal propenderem a escolher para Ministro das Finanças personalidades situadas mais à direita no espectro político nacional[65].

Falta apenas comentar o facto de serem as transferências, mais propriamente a sua componente transitória, a ressentirem-se, com expressividade, deste tipo de governos. Esta componente das despesas públicas é, como o confirmam os resultados, mais sujeita à manipulação para servir propósitos de curto prazo. Estes resultados não inviabilizam, porém, a hipótese de os governos de esquerda serem mais sensíveis às preocupações sociais e de alguns dos programas caros ao Estado Providência terem a sua chancela[66]. Todavia, a peculiaridade do sistema partidário português interage com a manifestação de eventuais dicotomias: os partidos que mais tempo têm permanecido na área do poder, o PS e o PSD, reclamam-se ambos, com cambiantes, de programas políticos aparentados (do socialismo democrático, o primeiro, e da social-democracia, o segundo).

---

64 No mesmo sentido, escreve António Reis (historiador e membro fundador do PS) a propósito dos resultados das eleições de 1983 e do governo do Bloco Central:

> "O Partido Socialista sai facilmente vencedor das eleições legislativas antecipadas, com cerca de 36% dos votos [...]. A vitória deste partido fora bastante facilitada pela inoperância do último governo da AD e pela profunda crise que fizera entrar em agonia esta coligação. A apressada renovação dos elencos dirigentes do PSD [...] e do CDS [...], a par da ausência entre os candidatos do PS de muitos dos seus dirigentes mais conhecidos e prestigiados [...] terá contribuído para impedir uma vitória ainda mais expressiva dos socialistas, sem dúvida mais apostados na obtenção de uma maioria relativa que tornasse inevitável uma coligação com o PSD do que numa maioria absoluta que lhes acarretasse o ónus de uma governação solitária num momento de gravíssima crise financeira. Não surpreendeu, pois, que em breve se estabelecesse um acordo de governo entre os dois maiores partidos." (REIS, António – A revolução do 25 de Abril de 1974. In SARAIVA, José Hermano, ed. lit. – *História de Portugal*. Lisboa : Alfa, imp. 1985. Vol. 6, p. 384).

65 Veja-se, por exemplo, o caso de Sousa Franco no actual governo.

66 Estes programas poderiam originar, com o tempo, despesas de carácter permanente.

Fragmentação política dos governos: coligações e maioria relativa

As variáveis políticas remanescentes – *dummies* que distinguem os governos de coligação e os governos minoritários – são habitualmente sobrelevadas na literatura das determinantes político-económicas dos défices públicos. Seria de esperar que governos mais fragilizados, porque menos coesos politicamente, opusessem menor relutância em ceder às pressões provenientes de um maior número de grupos de interesse. O jogo de poder entre os membros da coligação e entre o governo e os partidos no Parlamento poderá comprometê-los no uso de políticas mais laxistas. Outros autores[67] argumentam, também, com a possibilidade de estes governos resistirem mais facilmente ao maior número de grupos de pressão. A maior fiscalização a que estariam sujeitos e a repartição dos custos de não cederem por um maior número de parceiros poderiam ser invocadas em defesa deste argumento. Registe-se, no entanto, que existe uma maior tendência para aceitar os fundamentos implícitos na primeira hipótese, apesar de, muitas vezes, os resultados empíricos não serem com ela concordantes.

Relativamente a Portugal, para o período que medeia entre 1976 e 1996, os governos minoritários parecem ter potenciado o incremento do desvio das transferências em relação à sua tendência de longo prazo. No entanto, esse efeito vem diluído no conjunto das despesas correntes[68] (o coeficiente daquela *dummy* deixa de ser significativamente diferente de zero), em virtude de, no consumo público, ser de sinal contrário. Por seu turno, as coligações, ainda que não recebendo expressividade estatística, tomam o sinal positivo que maioritariamente a literatura prognostica.

Feita esta resenha da influência das variáveis destacadas pela literatura dos ciclos políticos e económicos no comportamento cíclico das despesas públicas,

---

67 Como, por exemplo, Neck e Schneider (1990, p. 249).

68 Recorde-se que a componente transitória das despesas correntes é obtida por decomposição da sua série original e não pela soma das componentes transitórias das suas diferentes componentes.

entre 1976 e 1996, passar-se-á a analisar os resultados obtidos para o período antecedente, de 1957 a 1973.

4.3.3.2 – Período de 1957-1973

As regressões realizadas para este período produziram, como era de esperar, resultados estatísticos mais fracos. Nenhuma das estimações efectuadas do consumo público e das despesas correntes por OLS se revelou globalmente significativa[69]. Mesmo assim, alguns dos resultados são merecedores da nossa atenção.

Os efeitos das variáveis que traduzem o ciclo eleitoral não receberam qualquer confirmação estatística nas diversas componentes da despesa pública corrente, tal como havia acontecido para o período anteriormente analisado. O coeficiente do ciclo do produto permaneceu positivo e significativo, quando a variável dependente é o desvio das transferências em relação à tendência, e perdeu por completo a sua expressividade na explicação da evolução do consumo público. A assimetria na reacção ao ciclo económico – o comportamento diferenciado do desvio das despesas públicas relativamente à sua tendência, quando o *gap* do produto é positivo ou negativo – revelou-se mais significativa do que no período de 1976-1996 na explicação do andamento da componente transitória das transferências, como se pode constatar pelas equações e testes que de seguida reproduzimos. Este resultado é, no mínimo, surpreendente, dado que o subsídio de desemprego apenas foi instituído em 1975.

$$\mathrm{Trf} = \underset{(-1.489)}{-0.0290} + \underset{(3.214)}{0.6613}\mathrm{Trf}\{1\} + \underset{(3.890)}{3.4812}D_p\mathrm{GapY} - \underset{(-0.943)}{0.8506}(1-\mathrm{Dp})\mathrm{GapY} - \underset{(-0.888)}{0.5312}d^{(2)}\mathrm{IPC}$$

$\overline{R}^2 = 0.6317$ F = 7.862 Teste de Breusch - Godfrey - $\chi^2(1) = 0.190$

Teste de igualdade dos coeficientes do GapY = F(1,12) = 8.064 com significância = 0.015

$d^{(2)}$IPC = 2ª diferença do IPC

[69] O nível de significância desta estatística nunca foi inferior ou igual a 10%.

O coeficiente da variação da taxa de inflação obteve o sinal negativo esperado em todas as regressões, mas a sua estatística t não permitiu excluir a hipótese de ele ser estatisticamente nulo.

Registe-se também o facto de, na estimação do *gap* do consumo público, o coeficiente da variável dependente desfasada ser agora significativamente distinto de zero (quando não o é para o período de 1976-1996) e o do ciclo do produto não o ser.

4.4 – Conclusões

No sentido de testar econometricamente a influência dos ciclos políticos e económicos nas componentes transitórias das despesas públicas correntes, foram estimados modelos que pretendem exprimir a reacção dos governantes àqueles ciclos.

A ocorrência de ciclos políticos só tem verdadeiramente sentido em regimes democráticos, com eleições livres e alternância de partidos no governo. Nesse sentido, este tipo de modelos apenas será eventualmente adequado para explicar a evolução das despesas públicas portuguesas no período posterior a 25 de Abril de 1974.

As estimações realizadas para o período de 1976-1996 permitiram constatar, desde logo, um comportamento muito diferenciado das transferências por comparação quer com o do consumo público, quer com o do conjunto das despesas correntes. A maior apetência dos políticos pela manipulação de curto prazo das transferências parece óbvia no maior número de coeficientes estatisticamente significativos e é, em geral, confirmada noutros estudos – em especial, os de Alesina e seus colaboradores –, que habitualmente nem sequer publicam resultados relativos às outras componentes da despesa pública[70].

Os resultados obtidos – sobretudo a falta de concordância de alguns deles com o que a teoria fazia prever – realçaram, por sua vez, as principais fragilidades de que enferma a metodologia seguida. A obtenção da componente cíclica por métodos meramente estatísticos cria obstáculos, não ajuda à clarificação das interacções entre as componentes estrutural e cíclica. Aliás, as determinantes de longo prazo das despesas públicas podem deixar lastro na sua componente

[70] Registe-se o artigo de Schneider e Frey (1988) como uma das excepções.

transitória, em virtude de não haver um ajustamento imediato da tendência. E, recorde-se, muitas reformas estruturais relacionadas com as despesas sociais foram realizadas no período posterior a 25 de Abril de 1974.

A simultaneidade existente entre as variáveis explicadas e explicativas[71] é outro factor, quanto a nós imperfeitamente controlado com o método 2SLS, passível de explicar, ainda que parcialmente, alguns dos sinais inesperados das variáveis. A estabilidade das funções de reacção é, ainda, outro dos pressupostos implícitos nas estimações realizadas que merece reparo.

Cientes das muitas limitações que qualquer estudo deste tipo enferma, relevamos todavia a assimetria na reacção ao ciclo económico, particularmente evidente nas transferências e despesas correntes, apesar de não ter expressividade estatística para o período posterior ao 25 de Abril. A não evidência de ciclos políticos oportunísticos nas diferentes componentes das despesas correntes é consistente com os resultados obtidos por muitos outros estudos. Citando mais uma vez Alesina, Roubini e Cohen (1997, p. 208),

> "In summary, our results suggest that monetary and budget cycles occur frequently, and in several countries, but in no country do they occur in every election or are they of very large dimensions."

Seja-nos ainda permitido acrescentar razões mais do que plausíveis para justificar esta ausência de evidência empírica dos ciclos políticos eleitorais nas despesas públicas correntes em Portugal. Sabendo que os eleitores poderiam penalizar, em vez de premiar, o crescimento pré-eleitoral das despesas públicas correntes, os governantes poderiam sinalizar antes positivamente o investimento público e diferir temporalmente a contabilização das suas despesas correntes de modo a aparentar um comportamento menos "oportunista". Efectivamente, Agria

[71] Os testes de Granger e os testes de especificação de Hausman não permitiram detectar, apesar de tudo, grande endogeneidade do ciclo do produto em relação às diferentes componentes das despesas

(1994) encontra confirmação de ciclos eleitorais no investimento público em construção civil, em Portugal, para o período de 1973 a 1992[72], e Silva Lopes (1985 e 1996) refere a falta de rigor na contabilização das despesas públicas, particularmente evidente na década que decorre entre meados dos anos 70 e meados dos de 80.

Para finalizar, a inflexão da política económica portuguesa a partir da adesão à UE é notória no coeficiente negativo e significativo da *dummy* (que distingue este período nas regressões efectuadas para o período completo da amostra) e ganha particular ênfase na reacção das transferências e do consumo público à variação da taxa de inflação após 1986. Como era de se esperar, quando o combate à inflação se torna um dos objectivos prioritários, as despesas públicas não acomodam a aceleração da inflação.

correntes. *A priori* seria desta variável que esperaríamos obter resultados mais conclusivos em favor da endogeneidade.

72 A evidência de ciclos políticos "oportunistas" no investimento público e a sua ausência nas despesas correntes contraria as previsões efectuadas por Rogoff (1990).

CONCLUSÕES

5

Conclusões

O objectivo a que nos propusemos nesta dissertação foi o de testar a influência dos ciclos políticos e económicos no ciclo das despesas públicas. Cabe agora fazer o balanço do trabalho realizado e apresentar as suas principais conclusões.

A incursão pelas várias abordagens que se apresentam a explicar a evolução no tempo da intervenção pública que se consubstancia em despesa foi direccionada no propósito de destrinçar quais os factores susceptíveis de explicar a sua flutuação de curto prazo. Nesse sentido, revimos teses que se assumem ora como alternativas, ora como complementares na explicação da evolução das despesas públicas. Interessava, de entre os factores por elas relevados, dilucidar quais os mais vocacionados para justificar o crescimento das despesas no tempo e quais os mais responsabilizáveis pela sua flutuação cíclica.

Assim, especial atenção foi prestada aos modelos do eleitor mediano, dos grupos de interesse, da burocracia – modelos particularmente realçados pela corrente da escolha pública –, mas também a outras abordagens de carácter mais indutivo, como a lei de Wagner ou o efeito deslocamento, bem como às que sobrelevam as interacções político-económicas. De forma sistemática os percorremos, a fim de destacar as variáveis que no plano teórico e, mais modestamente[1], no plano empírico haveriam de exercer influência predominante na componente secular das despesas do sector público administrativo.

Em consonância com o modelo que elege a procura do eleitor mediano a procura relevante no processo político de decisão sobre a "coisa" pública, realçámos a importância da evolução temporal do preço relativo dos bens e

---

[1] A necessidade de recorrer a *proxies* limita substancialmente a prestação explicativa.

serviços fornecidos publicamente; do rendimento permanente; da distribuição do rendimento; da população, em especial, da sua estrutura. Por sua vez, os que salientam antes a procura de grupos organizados da população – os grupos de interesse – permitiram-nos acrescentar variáveis como o número de grupos, a percentagem da população integrada em pelo menos um grupo, o peso da população sindicalizada ou o grau de abertura ao exterior. A pressão exercida, no lado da oferta, por um grupo particular de cidadãos-eleitores – os funcionários públicos – é especificamente destacada pela literatura da burocracia. O peso eleitoral dos funcionários públicos e as despesas públicas desfasadas seriam variáveis a adicionar a este rol já extenso de variáveis. E tantas outras faltaria ainda acrescentar: as variáveis "permissivas" da literatura da ilusão fiscal; as que permitem modelizar os períodos mais conturbados das guerras; as que relevam da dificuldade de gerir conflitos e arrolam um uso assimétrico das políticas.

Em suma, a pretensão de avaliarmos econometricamente os efeitos dos ciclos políticos e económicos nas despesas públicas portuguesas obrigou-nos a percorrer um longo caminho – de Wagner a Alesina, dissemos, sem a presunção de termos chegado ao fim da viagem – na tentativa de explicar o evoluir da intervenção pública geradora de mais despesa. No conjunto destas abordagens, a literatura que enfatiza a interacção entre os ciclos políticos e económicos contribui com um quinhão mais vocacionado, em nosso entender, para explicar as flutuações conjunturais das despesas públicas. A falta de um modelo teórico – modelo que articulasse as contribuições explicativas das diferentes abordagens de uma forma coerente e não meramente aditiva e que, para além disto, desse boa conta das interacções entre o curto e o longo prazo – induziu-nos a adoptar uma metodologia semelhante à tradicionalmente acolhida na literatura macroeconómica.

A constituição de dois objectos teóricos artificialmente distintos – o crescimento e o ciclo das despesas públicas – permitir-nos-ia circunscrever substancialmente o trabalho empírico. Em vez de estimarmos modelos ecléticos, com limitações evidentes e com o ónus adicional de utilizar variáveis explicativas de substituição (*proxies*), muitas delas indisponíveis para todo o período da

amostra e com padrões de (não) estacionaridade distintos, restringimo-nos a efectuar regressões onde apenas estiveram presentes as variáveis destacadas pela literatura dos ciclos políticos e económicos. A opção por utilizar o ciclo das despesas públicas, e não o seu peso relativo no produto ou a sua taxa de crescimento, como variável dependente nestas regressões ficou a dever-se à constatação da multiplicidade de factores que haveriam de condicionar a evolução, global e relativa, das despesas. Os problemas típicos da incorrecta especificação do modelo deveriam estar especialmente presentes ao não se contemplar nas regressões tantas variáveis explicativas relevantes.

O óptimo, agora mesmo o lembrámos, teria sido a realização do trabalho empírico de estimação com base num modelo teórico que integrasse as diversas contribuições, mas também as interacções existentes entre o curto e o longo prazo. Na sua falta e recorrendo ao artifício de separar o ciclo da componente secular, seria preferível usar critérios económicos e não apenas estatísticos para realizar aquela separação. A decomposição das séries das despesas públicas correntes nas suas componentes tendência e ciclo foi então efectuada seguindo diversas metodologias estatísticas para minorar este segundo obstáculo.

Dos três procedimentos utilizados, o que se revelou mais ajustado aos pressupostos teóricos do nosso trabalho foi o de Hodrick e Prescott (1981). Efectivamente, a metodologia proposta por Beveridge e Nelson (1981) pressupõe reflexos permanentes de todos os choques nas séries. Ora, nós pressupusemos, ainda que artificiosamente, que existiriam uns factores mais vocacionados para explicar a dinâmica de longo prazo e outros que marcariam predominantemente o perfil de curto prazo das séries em apreço. Além do mais, a valorização da persistência de todos os choques torna ínfima a variabilidade da componente transitória, o que dificulta o trabalho econométrico posterior.

No outro extremo encontram-se as metodologias que dão azo à decomposição com base no pressuposto de uma tendência determinística com ou sem quebra estrutural. Os testes da raiz unitária, actualmente muito vulgarizados, possuem fraca potência para rejeitar uma falsa raiz unitária. Tendem a fazer-nos

concluir pela integrabilidade das séries temporais com demasiada frequência, no dizer de autores como Pierre Perron (1989). Outros testes da raiz unitária, contemplando a hipótese alternativa de uma tendência determínista com quebra, permitem menor assertividade na conclusão pela persistência de todos os choques. Em Portugal, por exemplo, as séries logaritmizadas do consumo público e das transferências a preços constantes de 1953 revelaram-se sensíveis à especificação da hipótese alternativa implícita nos diversos testes da raiz unitária. Segundo a metodologia proposta por Zivot e Andrews (1992), estas séries, que abarcam o período de 1953 a 1996, seriam estacionárias em torno de uma tendência determínistica com quebra. A obtenção da componente cíclica das séries com base nesta constatação, por nós ensaiada, enferma, porém, de uma limitação relevante: a da persistência de um único choque.

Neste contexto, o método proposto por Hodrick e Prescott (1981), que não assenta no conhecimento estatístico das séries, revelou-se preferível. O trabalho econométrico posterior sobre o ciclo das despesas públicas correntes partiu da sua prévia estimação através da técnica de alisamento implícita no trabalho destes investigadores.

A concepção do Estado subjacente aos modelos dos ciclos políticos é bem diferente da que preside à realização de políticas de estabilização. Nos primeiros, os políticos no governo, movidos por interesses eleitoralistas e/ou ideológico-partidários, manipulariam a seu contento os instrumentos de política económica e, particularmente, a política fiscal. Em consequência, o percurso temporal das despesas públicas, por exemplo, haveria de ser pautado pelas datas eleitorais e pelas datas de mudanças de partidos no governo. Além do mais, a necessidade de combater alguns dos problemas gerados com eventuais políticas pré-eleitorais e a valorização distinta que as ideologias partidárias fazem da inflação e do desemprego deveria imprimir um cunho especial ao andamento das despesas públicas: uma flutuação cíclica acertada pelo relógio eleitoral. Todavia, a racionalidade dos eleitores pode comprometer seriamente a evidência destes ciclos. Concretamente no caso português, se os eleitores poderiam ter-se deixado

enganar, nos primeiros tempos da democracia, por políticas expansionistas pré-eleitorais, mais difícil se torna acreditar que a experiência reiterada e frequente de actos eleitorais perpetuasse dividendos nas urnas decorrentes deste tipo de políticas. A ser verdadeiro o raciocínio, diminuiria também a apetência dos governantes por estas políticas, caso contrário, poderiam ser penalizados eleitoralmente quando a elas cedessem; tanto mais que em Portugal, especialmente a partir de meados dos anos 80, se viveu e vive numa conjuntura em que o controlo do défice e da dívida pública passou a ser tão valorizado.

De modo diverso, a lógica inerente à intervenção estabilizadora do governo sobreleva a atitude altruísta dos governantes face à instabilidade "inerente" à esfera do privado. A reacção ao ciclo económico deveria, portanto, infundir um comportamento cíclico nas despesas públicas. Nesse sentido, as variáveis económicas que tipificam o ciclo económico foram consideradas nas regressões por nós efectuadas[2].

Os resultados obtidos das estimações das componentes transitórias das diversas parcelas das despesas públicas correntes – consumo público, transferências e conjunto do consumo público, transferências e subsídios – revelaram, como era de esperar, um comportamento muito diferente dos governantes do antes e do pós-25 de Abril. Obviamente, as hipóteses que perduram na literatura dos ciclos políticos pressupõem regimes democráticos, exigindo, logo de partida, a restrição do período da amostra ao período posterior a 1974. De facto assim é, embora outros factores tivessem concorrido para a circunscrição do período amostral relevante ao que decorre entre 1976 e 1996.

Os resultados obtidos das diversas estimações não são muito animadores para quem esperasse encontrar alguma evidência de laxismo pré-eleitoral e, sobretudo, de uma reacção anti-cíclica. Efectivamente, em nenhuma circunstância as variáveis representativas do ciclo eleitoral receberam confirmação estatística e o

---

2 Noutros trabalhos empíricos, como referenciámos capítulo no 2, estas variáveis apenas indirectamente – através das funções popularidade – influenciam o comportamento dos políticos no

coeficiente do desvio do produto em relação à sua tendência foi sempre positivo. É certo que, relativamente ao ciclo eleitoral, hão-de ter tido alguma influência os argumentos da racionalidade dos eleitores, mas também alguma prática de contabilização diferida das despesas públicas portuguesas, que atira para anos posteriores às eleições a factura destas políticas[3].

Por sua vez, a variável que diferencia os governos de esquerda obteve coeficiente negativo em todas as regressões, ganhando mesmo expressividade estatística na estimação do *gap* das transferências. Apesar de ser um resultado contrário ao postulado pelas teses dos ciclos partidários, acreditamos na consistência deste resultado. Não só a fractura ideológica entre o PS e o PSD se passa mais ao nível dos valores, como os períodos de governação do PS (esquerda) foram marcados pelos acordos de estabilização com o FMI.

A menor coesão política de governos de coligação e minoritários afectou muito marginalmente a flutuação cíclica das despesas públicas. Regista-se apenas, com significância estatística, um impacto positivo dos governos minoritários no desvio das transferências em relação à sua tendência. Aliás, este tipo de governos marcou de forma oposta a oscilação cíclica do consumo público.

A fraca adequação do modelo à explicação da componente transitória do consumo público é outra conclusão a reter. Previsivelmente a estabilização automática deveria reflectir-se com maior incidência nas transferências e estas, ao afectarem directamente o rendimento disponível das famílias, seriam mais apetecíveis à manipulação de curto prazo pelos políticos. Em todo o caso, esta evidência também não foi inequívoca neste tipo de despesa. A assimetria no uso da política económica seria uma possível explicação e, ao ser especificada e estimada esta hipótese, obteve-se alguma confirmação. Os coeficientes estimados das variáveis utilizadas para dar conta dessa eventual assimetria obtiveram sinais

governo.

[3] Cf. Silva Lopes (1985, 1996) a propósito da falta de contabilização apropriada das despesas públicas, especialmente durante a década que imediatamente se segue ao 25 de Abril.

opostos nas regressões em que as variáveis dependentes foram as transferências e as despesas correntes.

Feita esta breve resenha das principais conclusões, falta ponderá-las por algumas das deficiências especificamente imputáveis ao nosso trabalho, mas também pelos resultados obtidos por outros.

Voltamos a repetir, a modelização que propusemos para testar a hipótese dos ciclos políticos e económicos nas despesas públicas não é óptima. Em particular, a componente transitória das séries das despesas públicas obtidas por métodos estatísticos compromete, pelo menos parcialmente, a sua conexão com os factores de curto prazo. A aparência cíclica das despesas pode resultar, por exemplo, da componente secular reflectir com atraso os efeitos das variáveis susceptíveis de a influenciar. A modelização das interacções entre o curto e o longo prazo está por fazer e certamente fará parte das nossas preocupações futuras.

Outra das limitações de que temos consciência é a insuficiência da metodologia usada para controlar a endogeneidade. A estimação de um modelo de equações simultâneas que contemplasse as funções popularidade e reacção, assim como a modelização da estrutura da economia seriam porventura mais adequadas. Logo à partida, a disponibilidade de dados sobre a popularidade do Primeiro-Ministro em Portugal somente a partir de 1986 inviabilizaria, por enquanto, esta prática. De toda a maneira, convirá ter presente o estudo de Lybeck (1986, p. 69) que conclui pela inobservância da existência de simultaneidade relevante, argumentando haver pouco a ganhar com técnicas de estimação mais avançadas e com a simulação de um sistema político-económico completo.

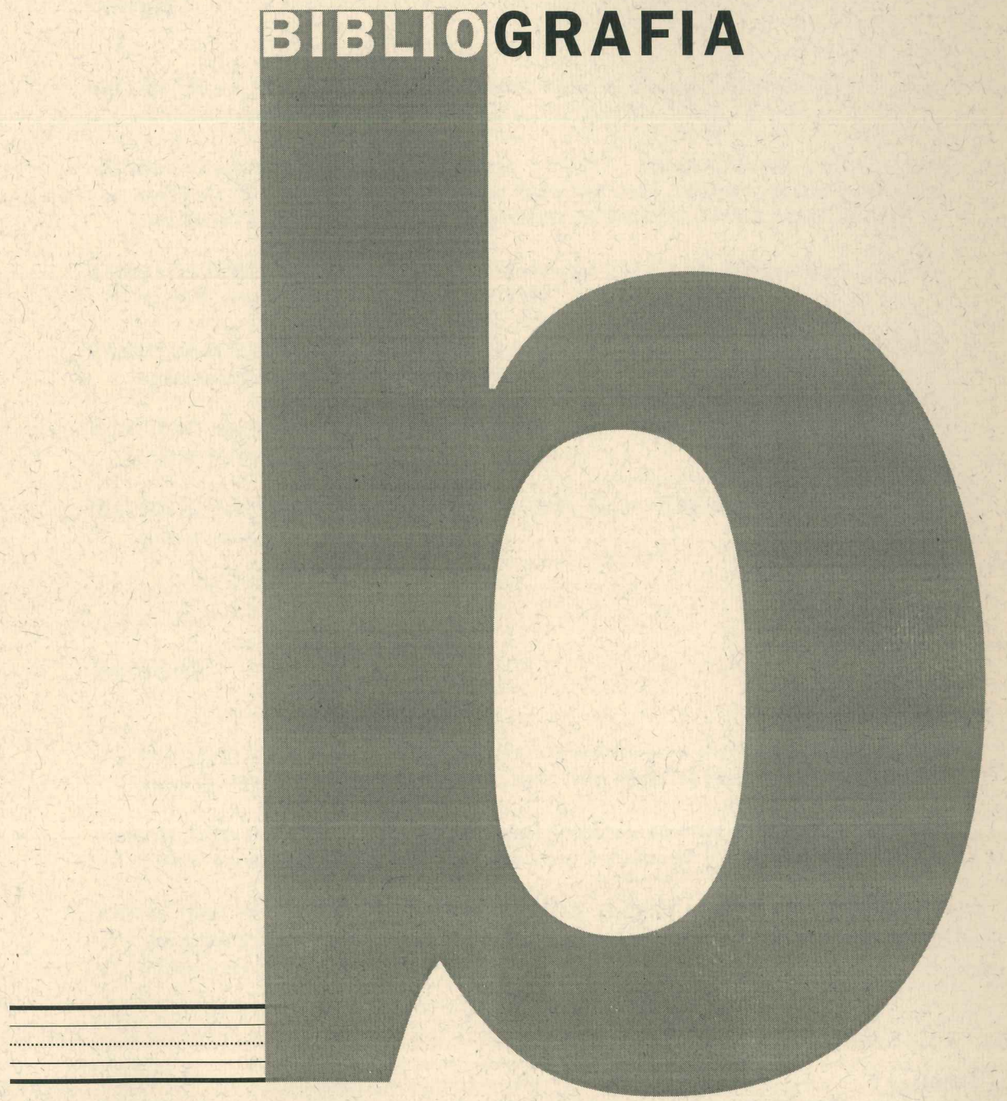
Consideramos, ainda, ser razoável duvidar da capacidade de os governos manipularem, com dimensão relevante, as despesas públicas com propósitos de curto prazo. Isso mesmo o sugerem recentemente Alesina, Roubini e Cohen (1997, p. 107) em relação às transferências, salientando a dimensão de longo prazo de muitos dos programas nelas incluídos. Este é quiçá um argumento de peso a

adicionar a outros para explicar a falta de confirmação estatística das hipóteses veiculadas pelo corpo de teorias que temos vindo a referir em muitos estudos[4].

Resta-nos finalmente questionar os próprios pressupostos destas teorias e reafirmar a possibilidade de os ciclos eleitorais nas despesas públicas não se manifestarem tão somente porque os partidos sabem que os eleitores sabem...

[4] Sem pretendermos ser exaustivos no levantamento das razões que terão determinado a ausência de expressividade estatística daquelas hipóteses nos estudos que efectuam a análise temporal das despesas públicas num único país, referiremos ainda uma que teve acolhimento num artigo de Hibbs, datado de 1994. A imutabilidade dos objectivos partidários foi especialmente revista neste artigo, passando a admitir-se a variabilidade no tempo da importância relativa que os diversos partidos atribuem ao crescimento e à inflação. Esta é porventura uma hipótese a incorporar em análises futuras.

BIBLIOGRAFIA



BIBLIOGRAFIA

Advertência: As obras que, sendo citadas no texto, não foram colhidas no original, são incluídas na Bibliografia e distinguem-se das demais por o nome do autor não vir imediatamente seguido do elemento data entre parêntesis.

Fontes

ARCHER, Graça Miragaia ; MIGUÉIS, Jorge ; COSTA, Susana Cristóvão (1995) – *Atlas eleitoral : constituinte e legislativas, 1975 a 1991*. [Lisboa] : STAPE, DL 1995.

ARCHER, Graça Miragaia ; MIGUÉIS, Jorge ; COSTA, Susana Cristóvão (1997) – *Atlas eleitoral : eleições para a Assembleia da República, 1995 : eleições para as Assembleias Legislativas Regionais dos Açores e da Madeira, 1976 a 1996*. [Lisboa] : STAPE, DL 1997.

BANCO DE PORTUGAL (BP, rel., 1997) – *Relatório do Conselho de Administração : gerência de 1996 : relatório e contas*. Lisboa : BP, 1997.

BANCO DE PORTUGAL (BP, 1997) – *Séries longas para a economia portuguesa* [Ficheiro de computador]. Lisboa : BP, 1997. 1 CD-ROM.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTATÍSTICA (INE, ind.) – *Índice de preços no consumidor*. Lisboa, [vários anos].

INSTITUTO NACIONAL DE ESTATÍSTICA (INE, inq.) – *Inquérito ao emprego*. Lisboa, [vários anos].

Estudos

AGRIA, Manuel Maria (1994) – *Ciclos políticos na economia portuguesa*. Lisboa : Universidade Nova de Lisboa. Faculdade de Economia, Nov. 1994. (Working Paper ; n.º 240).

AHMAD, Kabir U. (1983) – An empirical study of political-economic interaction in the United States : a comment. *The Review of Economic and Statistics*. 65:1 (1983) 173-178.

AHSAN, Syed M. ; KWAN, Andy C. C. ; SAHNI, Balbir S. (1989) – Causality between government consumption expenditure and national income : OECD countries. *Public Finance*. 44:2 (1989) 204-224.

ÅKERMAN, Johan – Political economic cycles. *Kiklos*. 1 (1947) 107-117.

ALESINA, Alberto – Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game. *Quarterly Journal of Economics*. 102 (1987) 651-678.

ALESINA, Alberto (1988) – Macroeconomics and politics. *NBER Macroeconomics Annual*. 3 (1988) 13-52. Seguido de painel de discussão (p. 52-61) com comentários de Keneth Rogoff e Kenneth A. Shepsle, entre outros.

ALESINA, Alberto (1989) – Politics and business cycles in industrial democracies. *Economic Policy*. 8 (Apr. 1989) 55-98. Inclui painel de discussão (p. 87-93) com comentários de James Mirrless e Manfred J. M. Neumann, entre outros.

ALESINA, Alberto ; COHEN, Gerald D. ; ROUBINI, Nouriel (1992) – Macroeconomic policy and elections in OECD democracies. In CUKIERMAN, Alex ; HERCOWITZ, Zvi ; LEIDERMAN, Leonardo, ed. lit. – *Political economy, growth, and business cycles*. Cambridge, Mass. : The MIT Press, 1992.

ALESINA, Alberto ; COHEN, Gerald D. ; ROUBINI, Nouriel (1993) – Electoral business cycle in industrial democracies. *European Journal of Political Economy*. 9 (1993) 1-23.

ALESINA, Alberto ; PEROTTI, Roberto (1994) – The political economy of growth : a critical survey of the recent literature. *The World Bank Economic Review*. 8:3 (1994) 351-371.

ALESINA, Alberto ; PEROTTI, Roberto (1995a) – Fiscal expansions and adjustments in OECD countries. *Economic Policy*. 21 (Oct. 1995) 205-248. Inclui painel de discussão (p. 240-245) com comentários de Francesco Giavazzi e Tryphon Kollintzas, entre outros.

ALESINA, Alberto ; PEROTTI, Roberto (1995b) – The political economy of budget deficits. *International Monetary Fund Staff Papers*. 42:1 (March 1995) 1-31.

ALESINA, Alberto ; PEROTTI, Roberto (1996) – Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*. 40 (1996) 1203-1228.

ALESINA, Alberto ; ROUBINI, Nouriel (1992) – Political cycles in OECD economies. *Review of Economic Studies*. 59 (1992) 663-688.

ALESINA, Alberto ; ROUBINI, Nouriel ; COHEN, Gerald D. (1997) – *Political cycles and the macroeconomy*. Cambridge, Mass. : The MIT Press, cop. 1997.

ALESINA, Alberto ; SACHS, Jeffrey D. – Political parties and business cycle in the United States, 1948-1984. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 20 (1988) 63-82.

ALT, James E. ; CHRYSTAL, K. Alec – Electoral cycles, budget controls and public expenditure. *Journal of Public Policy*. 1 (1981) 37-59.

ALT, James E. ; CHRYSTAL, K. Alec – *Political economics*. Brighton : Wheatsheaf, 1983.

ANDRADE, Isabel (1990) – Trend and cycle in the portuguese output. *Estudos de Economia*. 10:4 (Jul.-Set. 1990) 453-470.

ANDRÉ, Christine ; DELORME, Robert (1989) – *Les relations État-économie en France et en Republique Fédérale d'Allemagne: une comparaison*. Paris : CEPREMAP : Mai 1989. (CEPREMAP ; n.º 8914).

AUBIN, Christian [et al.] (1990) – The growth of public expenditure in France. In LYBECK, Johan A. ; HENREKSON, Magnus, ed. lit. – *Explaining the growth of government*. 2nd impr. Amsterdam [etc.] : North-Holland, 1990. P. 201-230.

BANERJEE, Anindya ; LUMSDAINE, Robin L. ; STOCK, James H. (1992) – Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypothesis : theory and international evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10:3 (July 1992) 271-287.

BARROS, Carlos ; SANTOS, Ana Bela (1995) – *A cointegration analysis of politico-economic variables*. Lisboa : Universidade Técnica de Lisboa. Instituto Superior de Economia e Gestão, [1995?]. (Documento de Trabalho ; n.º 6/95).

BAUMOL, W. J. – The macroeconomics of unbalanced growth : the anatomy of urban crisis. *The American Economic Review*. 57:3 (Jun. 1967) 415-426.

BECKER, G. S. – A theory of competition among pressure groups for political influence. *Quarterly Journal of Economics*. 98 (Aug. 1983) 371-400.

BECKER, G. S. – Public policies, pressure groups, and dead weight costs. *Journal of Public Economics*. 28 (Dec. 1985) 329-347.

BERGSTROM, Theodore C. ; GOODMAN, Robert P. (1973) – Private demands for public goods. *The American Economic Review*. 63:3 (Jun. 1973) 280-296.

BESSA, Daniel ; SANTOS, Fernando Teixeira dos (1987) – *O sector público administrativo português : perspectivas de evolução, no âmbito da integração na CEE*. Comunicação apresentada ao Congresso Nacional dos Economistas, I, Lisboa, 18-20 Março 1987. Mimeo.

BEVERIDGE, Stephen ; NELSON, Charles R. (1981) – A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'. *Journal of Monetary Economics*. 7 (1981) 151-174.

BIRD, Richard Miller – *The growth of government spending in Canada*. Toronto : Canadian Tax Foundation, 1970.

BIRD, Richard Miller – Wagner's law of expanding state activity. *Public Finance*. 26:1 (1971) 1-26.

BLACK, Duncan – On the rationale of group decision making. *Journal of Political Economy*. 56 (1948) 245-261.

BORCHERDING, Thomas E. (1985) – The causes of government expenditure growth : a survey of the U.S. evidence. *Journal of Public Economics*. 28 (1985) 359-382.

BORCHERDING, Thomas E. ; DEACON, Robert T. (1972) – The demand for services of non-federal governments. *The American Economic Review*. 62:5 (1972) 891-901.

BOROOAH, Vani K. (1990) – Permanent income, rational expectations and government consumption : a multi-country study. In LYBECK, Johan A. ; HENREKSON, Magnus, ed. lit. – *Explaining the growth of government*. 2nd impr. Amsterdam [etc.] : North-Holland, 1990. P. 49-58.

BOROOAH, Vani K. (1993) – Public choice : an introductory survey. In JACKSON, Peter M., ed. lit. – *Current issues in public sector economics*. London : Macmillan, cop. 1993. P. 132-155.

BOROOAH, Vani K. (1996) – Widening public choice. In CASAS PARDO, José ; SCHNEIDER, Friedrich, ed. lit. – *Current issues in public choice*. Cheltenham [etc.] : Edward Elgar, cop. 1996. P. 43-50.

BRENNAN, Geoffrey ; BUCHANAN, James M. – *The power to tax : analytical foundations of a fiscal constitution*. Cambridge : Cambridge University Press, 1980.

BRITO, Paulo [et al.] (1985) – Um modelo político-económico para Portugal. *Estudos de Economia*. 6:1 (Out.-Dez. 1985) 51-70.

CALEIRO, António Bento (1995) – Modelos e ciclos político-económicos : alguns desenvolvimentos recentes. In AMARAL, João Ferreira [et al.], ed. lit. – *Ensaios de homenagem a Francisco Pereira de Moura*. Lisboa : Universidade Técnica de Lisboa. Instituto Superior de Economia e Gestão, 1995. P. 129-137.

CAMERON, D. R. – The expansion of the public economy : a comparative analysis. *American Political Science Review*. 72:4 (1978) 1243-1261.

CARREIRA, Henrique Medina (1996) – As políticas sociais em Portugal. In BARRETO, António, ed. lit. – *A situação social em Portugal, 1960-1995*. Lisboa : Instituto de Ciências Sociais, 1996. P. 365-498.

CATARINO, Jorge Manuel Graça (1991) – O impacto do sector público administrativo (SPA) na economia portuguesa. *Planeamento*. 13 (1991) 75-118.

CHAPPELL JR., Henry W. (1990) – Economic performance, voting, and political support : a unified approach. *The Review of Economics and Statistics*. 72:2 (May 1990) 313-320.

CHAPPELL JR., Henry W. ; KEECH, William R. (1986) – Party differences in macroeconomic policies and outcomes. *The American Economic Review*. 76:2 (May 1986) 71-74.

CHAPPELL JR., Henry W. ; KEECH, William R. – The unemployment consequences of partisan monetary policy. *Southern Economic Journal*. 55 (July 1988) 107-122.

CHRISTIANO, Lawrence J. – *Searching for breaks in GNP*. NBER, 1988. (Working Paper ; n.º 2695).

CHRISTIANO, Lawrence J. (1992) – Searching for a break in GNP. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10:3 (July 1992) 237-250.

CHU, Chia-Shang James ; WHITE, Halbert (1992) – A direct test for changing trend. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10:3 (July 1992) 289-299.

COCHRANE, John H. (1991) – A critique of the application of unit root tests. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 15 (1991) 275-284.

COMMANDER, Simon ; DAVOODI, Hamid ; LEE, Une J. (1997) – *The causes and consequences of government for growth and well-being*. [New York] : World Bank, 1997 (Working Paper ; 1785).

CORREIA, Isabel Horta ; NEVES, João César das ; REBELO, Sérgio (1992) – Business cycles in Portugal : theory and evidence. In AMARAL, João Ferreira ; LUCENA, Diogo ; MELLO, António S., ed. lit. – *The portuguese economy towards 1992 : proceedings of a conference sponsored by Junta Nacional de Investigação Científica e Técnica and Banco de Portugal*. Boston : Kluwer Academic Publishers, cop. 1992. P 1-64.

COUGHLIN, Peter J. ; MUELLER, Dennis C. ; MURRELL, Peter (1990) – Electoral politics, interest groups, and the size of government. *Economic Inquiry*. 28 (Oct. 1990) 682-705.

COURAKIS, Anthony S. ; ROQUE, Fátima M. ; TRIDIMAS, George (1990) – *Public expenditure growth in Greece and Portugal : Wagner's law and beyond*. Lisboa : Universidade Nova de Lisboa. Faculdade de Economia, Mar. 1990. (Working Paper ; n.º 146)

CRUZ, José Manuel Nunes de Sousa Neves (1996) – *Análise económica da procura no mercado político : quem determina as escolhas públicas, eleitor mediano ou grupos de interesse?*. Porto : [s.n.], 1996. Tese de mestrado em Finanças apresentada à Univ. Portucalense, Porto.

CUKIERMAN, A. ; MELTZER, A. – A positive theory of discretionary policy, the cost of democratic government, and the benefits of a constitution. *Economic Inquiry*. 24 (1986) 367-388.

CULLIS, John G. ; JONES, Philip R. (1987) – *Microeconomics and the public economy : a defence of Leviathan*. Oxford [etc.] : Basil Blackwell, 1987.

CULLIS, John G. ; JONES, Philip R. (1992) – *Public finance and public choice : analytical perspectives*. London [etc.] : McGraw-Hill, 1992.

CULLIS, John G. ; JONES, Philip R. (1995) – The economics of bureaucracy. In GEMMELL, Norman, ed. lit. – *The growth of the public sector : theories and international evidence*. Repr. Aldershot [etc.] : Edward Elgar, 1995. P. 86-102.

DAVIS, O. A. ; DEMPSTER, M. A. ; WILDAVSKY, A. – On the process of budgeting : an empirical study of congressional appropriation. *Public Choice*. 1 (1966) 63-132.

DELORME, Robert ; ANDRÉ, Christine (1983) – *L' État et l' économie : un essai d'explication de l'évolution des dépenses publiques en France (1870-1980)*. Paris : Seuil, cop. 1983.

DIAMOND, J. – Econometric testing of the "displacement effect" : a reconsideration. *Finanzarchiv*. 35 (1977) 387-404.

DIAS, Mónica (1997) – Análise da evolução cíclica da economia portuguesa no período de 1953 a 1993. *Boletim Económico [do] Banco de Portugal*. 3:3 (Set. 1997) 77-83.

DICKEY, David A. ; FULLER, Wayne A. (1979) – Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. 74 (1979) 427-431.

DICKEY, David A. ; FULLER, Wayne A. (1981) – Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*. 49:4 (Jul. 1981) 1057-1072.

DICKEY, David A. ; PANTULA, Sastry G. (1987) – Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*. 5:4 (Oct. 1987) 455-461.

DIXIT, Avinash K. (1996) – *The making of economic policy : a transaction-cost politics perspective*. Cambridge, Mass. : The MIT Press, cop. 1996.

DOWNS, Anthony – Why the government budget is too small in a democracy. *World Politics*. 12 (Jul. 1960) 541-563.

EASTERLY, William ; REBELO, Sérgio (1993) – *Fiscal policy and economic growth : an empirical investigation*. Lisboa : Banco de Portugal, Oct. 1993. (Estudos e Documentos de Trabalho = Working Papers ; 13-93).

ENDERS, Walter (1995) – *Applied econometric time series*. New York [etc.] : John Willey & Sons, cop. 1995.

FAIR, Ray C. – The effect of economic events on votes for president. *Review of Economic and Statistics*. 60 (May 1978) 159-173.

FAIR, Ray C. – The effect of economic events on votes for president : 1980 results. *Review of Economic and Statistics*. 64 (May 1982) 322-325.

FAIR, Ray C. – The effect of economic events on votes for president : 1984 update. *Political Behavior*. 10 (1988) 168-179.

FERRIS, J. Stephen ; WEST, Edwin G. (1996) – Testing theories of real government size : U.S. experience, 1959-89. *Southern Economic Journal*. 62:3 (Jan. 1996) 537-553.

FISCHER, Stanley (1977) – Long-term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*. 85:1 (1977) 191-206.

FIORINA, Morris P. (1991) – Elections and economy in the 1980s : short- and long-term effects. In ALESINA, Alberto ; CARLINER, Geoffrey, ed. lit. – *Politics and economics in the eighties*. Chicago [etc.] : The University of Chicago Press, cop. 1991. P. 17-40. Inclui comentário de William D. Nordhaus (p. 38-40).

FIORITO, Riccardo ; KOLLINTZAS, Tryphon (1994) – Stylized facts of business cycles in the G7 from a real business cycles perspective. *European Economic Review*. 38 (1994) 235-269.

FREY, Bruno S. ; RAMSER, Hans-Jürgen – The political-business cycle : a comment. *Review of Economic Studies*. 43 (1976) 553-555.

FREY, Bruno S. ; SCHNEIDER, Friedrich (1978) – An empirical study of politico-economic interaction in the United States. *The Review of Economic and Statistics*. 60:2 (1978) 174-183.

FULLER, Wayne A. (1976) – *Introduction to statistical time series*. New York : Wiley, cop. 1976.

GALBRAITH, John Kenneth – *The affluent society*. Boston : Houghton Mifflin, 1958.

GEMMELL, Norman (1990a) – Public employees' preferences and the size of public sector. *Journal of Economic Behavior and Organization*. 14 (1990) 393-402.

GEMMELL, Norman (1990b) – Wagner's law, relative prices and the size of public sector. *The Manchester School*. 58:4 (Dec. 1990) 361-377.

GEMMELL, Norman (1995) – Wagner's law and Musgrave's hypotheses. In *The growth of the public sector : theories and international evidence*. Repr. Aldershot [etc.] : Edward Elgar, 1995. P. 103-120.

GREENE, William H. (1993) – *Econometric analysis*. 2nd ed. New York : Macmillan, cop. 1993.

GRIER, Kevin B. (1987) – Presidential elections and federal reserve policy : an empirical test. *Southern Economic Journal*. 54 (Oct. 1987) 475-486.

GUPTA, Shibshankar P. (1967) – Public expenditure and economic development : a time-series analysis. *Public Finance*. 22 (1967) 423-461.

HACKL, Franz ; SCHNEIDER, Friedrich ; WITHERS, Glenn (1995) – The public sector in Australia : a quantitative analysis. In GEMMELL, Norman, ed. lit. – *The growth of the public sector : theories and international evidence*. Repr. Aldershot [etc.] : Edward Elgar, 1995. P. 212-231.

HAMILTON, James D. – A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*. 57:2 (Mar. 1989) 357-384.

HAMLIN, Alan (1995) – Public expenditure and political process. In GEMMELL, Norman, ed. lit. – *The growth of the public sector : theories and international evidence*. Repr. Aldershot [etc.] : Edward Elgar, 1995. P. 72-85.

HENREKSON, Magnus (1990) – Swedish government growth : a disequilibrium analysis. In LYBECK, Johan A. ; HENREKSON, Magnus, ed. lit. – *Explaining the growth of government*. 2nd impr. Amsterdam [etc.] : North-Holland, 1990. P. 93-132.

HENREKSON, Magnus (1993) – Wagner's law : a spurious relationship?. *Public Finance*. 48:2 (1993) 406-415.

HENREKSON, Magnus (1995) – The Peacock-Wiseman hypothesis. In GEMMELL, Norman, ed. lit. – *The growth of the public sector : theories and international evidence*. Repr. Aldershot [etc.] : Edward Elgar, 1995. P. 53-71.

HERBER, Bernard P. – *Modern public finance : the study of public sector economics*. 3rd ed. Homewood, Ill. : R. D. Irwin, 1975.

HIBBS JR., Douglas A. – The dynamics of political support for american presidents among occupational and partisan groups. *American Journal of Political Science*. 26 (May 1982) 312-332.

HIBBS JR., Douglas A. – On the demand for economic outcomes : macroeconomic performance and mass political support in the United States, Great Britain and Germany. *Journal of Politics*. 44 (May 1982) 426-462.

HIBBS JR., Douglas A. – *The american political economy : macroeconomics and electoral politics*. Cambridge, Mass. : Harvard University Press, 1987.

HIBBS JR., Douglas A. (1992) – Partisan theory after fifteen years. *European Journal of Political Economy*. 8 (1992) 361-373.

HIBBS JR., Douglas A. (1994) – The partisan model of macroeconomic cycles : more theory and evidence for the United States. *Economics and Politics*. 6:1 (Mar. 1994) 1-23.

HODRICK, Robert J. ; PRESCOTT, Edward C. (1981) – *Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation*. Pittsburg : Carnegie-Mellon University, May 1981. (Discussion Paper ; n.° 451). Mimeo.

HOTELLING, Harold – Stability in competition. *Economic Journal*. 39 (1929) 41-57.

INGBERMAN, Daniel E. ; ROSENTHAL, Howard (1996) – *Median voter theorems for divisible governments*. [Milano] : Fondazione Eni Enrico Mattei, 1996. (Nota di lavoro ; 42.96).

JACKSON, Peter M. (1993) – Taxation, public choice and public spending. In *Current issues in public sector economics*. London : Macmillan, cop. 1993. P. 6-30.

JACKSON, Peter M. (1995) – Modelling public expenditure growth : an integrated approach. In GEMMELL, Norman, ed. lit. – *The growth of the public sector : theories and international evidence*. Repr. Aldershot [etc.] : Edward Elgar, 1995. P. 121-135.

JOHNSTON, J. (1986) – *Econometric methods*. 3rd ed. Auckland [etc.] : McGraw-Hill, imp. 1986.

KALECKI, Michael – Political aspects of full employment. *Political Quarterly*. 14 (1943) 322-331.

KAU J. B. ; RUBIN P. H. – The size of government. *Public Choice*. 37:2 (1981) 261-274.

KRAMER, Gerald H. – Short term fluctuations in U. S. voting behavior, 1896-1964. *American Political Science Review*. 65 (Mar. 1971) 131-143.

KUZNETS, Simon – Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*. 45 (Mar. 1955) 1-28.

LINDBECK, Assar (1976) – Stabilization policy in open economies with endogenous politicians. *The American Economic Review*. 66:2 (May 1976) 1-19.

LOPES, José da Silva (1985) – *Despesas e deficits do sector público*. Comunicação apresentada à Conferência sobre Políticas de Desenvolvimento Económico e Social, Lisboa, 1985.

LOPES, José da Silva (1996) – A economia portuguesa desde 1960. In BARRETO, António, ed. lit. – *A situação social em Portugal, 1960-1995*. Lisboa : Instituto de Ciências Sociais, 1996. P. 233-364.

LOUÇÃ, Francisco (1997) – *Turbulência na economia : uma abordagem evolucionista dos ciclos e da complexidade em processos históricos*. Porto : Afrontamento, 1997.

LUCAS JR., Robert E. – Some international evidence on output-inflation trade-offs. *The American Economic Review*. 63 (1973) 326-334.

LYBECK, Johan A. (1986) - *The growth of government in developed economies*. Aldershot : Gower, cop. 1986.

LYBECK, Johan A. ; HENREKSON, Magnus, ed. lit. (1990) – *Explaining the growth of government*. 2nd impr. Amsterdam [etc.] : North-Holland, 1990.

MacRAE, C. Duncan – A political model of the business cycle. *Journal of Political Economy*. 85 (1977) 239-263.

MARTINS, Manuel António da Mota Freitas (1996) – *Moeda e preços em Portugal 1932-90 : uma investigação com métodos de séries temporais*. Porto : [s.n.], 1996. Tese de mestrado em Economia apresentada à Fac. de Economia , Univ. do Porto.

MELTZER, Allan H. ; RICHARD, Scott F. (1981) – A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*. 89:5 (1981) 914-927.

MELTZER, Allan H. ; RICHARD, Scott F. – Tests of a rational theory of the size of government. *Public Choice*. 41:3 (1983) 403-418.

MIGUÉ, J. L. ; BÉLANGER, G. – Towards a general theory of managerial discretion. *Public Choice*. 12 (1974) 27-47.

MOURA, Francisco Pereira de (1981) – Ciclos políticos e modelos político-econométricos. *Estudos de Economia*. 1:3 (Maio-Ago. 1981) 263-288.

MUELLER, Dennis C. (1987) – The growth of government : a public choice perspective. *International Monetary Fund Staff Papers*. 34:1 (1987) 115-149.

MUELLER, Dennis C. (1990) – *Public choice II*. Rev. ed. Cambridge, Mass. [etc.] : Cambridge University Press, 1990.

MUELLER, Dennis C. ; MURRELL, Peter (1985) – Interest groups and the political economy of government size. In FORTE, Francesco ; PEACOCK, Alan, ed. lit. – *Public expenditure and government growth*. Oxford [etc.] : Basil Blackwell, 1985. P. 13-36.

MURRELL, Peter (1984) – An examination of the factors affecting the formation of interest groups in OECD countries. *Public Choice*. 43:2 (1984) 151-171.

MURTEIRA, Bento ; MÜLLER, Daniel A. ; TURKMAN, K. Feridun (1993) – *Análise de sucessões cronológicas*. Lisboa : McGraw-Hill, D.L. 1993.

MUSGRAVE, Richard Abel – *Fiscal systems*. New Haven : Yale University Press, 1969.

NECK, Reinhard ; SCHNEIDER, Friedrich (1990) – The growth of public sector in Austria : an exploratory analysis. In LYBECK, Johan A. ; HENREKSON, Magnus, ed. lit. – *Explaining the growth of government*. 2nd impr. Amsterdam [etc.] : North-Holland, 1990. P. 231-263.

NELSON, Charles R. ; PLOSSER, Charles I. (1982) – Trends and random walks in macroeconomic time series : some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*. 10 (1982) 139-162.

NISKANEN, William A. – Non-market decision making : the peculiar economics of bureaucracy. *The American Economic Review*. 58 (1968) 293-305.

NISKANEN, William A. – *Bureaucracy and representative government*. Chicago : Aldine, [1971].

NISKANEN, William A. – *Bureaucracy - servant or master? : lessons from America*. London : Institute of Economic Affairs, 1973.

NORDHAUS, William D. (1975) – The political business cycle. *Review of Economic and Studies*. 42 (1975) 169-190.

NORDHAUS, William D. (1989) – Alternative approaches to the political business cycle. *Brookings Papers on Economic Activity*. 2 (1989) 1-68. Inclui painel de discussão (p. 50-65) com comentários de Albert Alesina e Charles L. Schultze, entre outros.

NORTH , D. C. ; WALLIS J. J. – American government expenditures : a historical perspective. *The American Economic Review*. 72 (May 1982) 336-340.

OATES, Wallace. E. (1988) – On the nature and measurement of fiscal illusion : a survey. In BRENNAN, G. [et al.], ed. lit. – *Taxation and fiscal federalism : essays in honor of Russell Mathews*. Canberra : Australian National University Press, 1988. P. 65-82.

OXLEY, Les (1994) – Cointegration, causality and Wagner's law : a test for Britain 1870-1913. *Scottish Journal of Political Economy*. 41:3 (Aug. 1994) 286-298.

PALDAM, Martin ; ZEUTHEN, Hans E. (1990) – The expansion of the public sector in Denmark : a post festum? In LYBECK, Johan A. ; HENREKSON, Magnus, ed. lit. – *Explaining the growth of government*. 2nd impr. Amsterdam [etc.] : North-Holland, 1990. P157-186.

PANKRATZ, Alan (1983) – *Forecasting with univariate Box-Jenkins models : concepts and cases*. New-York : Wiley, cop. 1983.

PEACOCK, Alan T. ; WISEMAN, Jack – *The growth of public expenditure in the United Kingdom*. Princeton : Princeton University Press, 1961.

PEACOCK, Alan T. ; WISEMAN, Jack – Approaches to the analyses of government expenditure growth. *Public Finance Quarterly*. 7 (1979) 3-23.

PELTZMAN, Sam (1980) – The growth of government. *Journal of Law & Economics*. 23: 2 (Oct. 1980) 209-287.

PERRON, Pierre (1988) – Trends and random walks in macroeconomic time series : further evidence from a new approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12 (1988) 297-332.

PERRON, Pierre (1989) – The great crash, the oil shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*. 57:6 (Nov. 1989) 1361-1401.

PERRON, Pierre ; VOGELSANG, Thimothy J. (1992) – Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business & Statistics*. 10:3 (July 1992) 301-320.

PERSSON, Torsten ; TABELLINI, Guido Enrico – *Macroeconomic policy, credibility, and politics*. Chur, Switzerland [etc.]: Harwood Academic Publisher, cop. 1990.

PHILLIPS, P. C. B. – Time series regression with unit roots. *Econometrica*. 55 (1987) 277-302.

PINDICK, Robert S. ; RUBINFIELD, Daniel L. (1991) – *Econometric models and economic forecasts*. 3rd ed. New York [etc.] : McGraw-Hill, 1991.

PLOSSER, Charles (1989) – Understanding real business cycles. *The Journal of Political Perspectives*. 3:3 (1989) 51-77.

QUAH, Danny (1992) – The relative importance of permanent and transitory components : identification and some theoretical bounds. *Econometrica*. 60:1 (Jan. 1992) 107-118.

RIBEIRO, Ana Paula Ferreira ; CARVALHO, Vítor Manuel da Costa (1996) - *Ciclos políticos : uma revisão da literatura*. Porto : Faculdade de Economia, 1996. (Investigação : Economia ; 64).

RODRIK, Dani – *Why do more open economies have large governments?*. New York : Columbia University, 1996. Mimeo.

ROGOFF, Kenneth (1990) – Equilibrium political budget cycles. *The American Economic Review*. 80:1 (March 1990) 21-36.

ROGOFF, Kenneth ; SIBERT, Anne (1988) – Elections and macroeconomic policy cycles. *Review of Economic Studies*. 55 (1988) 1-16.

ROUBINI, Nouriel ; SACHS, Jeffrey D. (1989a) – Government spending and budget deficits in the industrial countries. *Economic Policy*. 8 (April 1989) 99-132. Inclui painel de discussão (p. 127-131) com comentários de Seppo Honkapohja e Daniel Cohen, entre outros.

ROUBINI, Nouriel ; SACHS, Jeffrey D. (1989b) – Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies. *European Economic Review*. 33 (1989) 903-938.

SAID, Said E. ; DICKEY, David A. (1984) – Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*. 71:3 (1984) 599-607.

SANTOS, Ana Bela (1991) – *The demand for local public services and horizontal inequality in Portugal*. Lisboa : Universidade Técnica de Lisboa. Instituto Superior de Economia e Gestão, [1991?]. (Documento de Trabalho ; n.º 10/91).

SANTOS, Ana Bela (1995) – *Descentralização, desigualdade financeira e a hipótese do eleitor mediano*. Lisboa : Instituto Superior de Economia e Gestão, Abr. 1995. Mimeo.

SANTOS, J. Albano (1984) – A evolução das despesas públicas em Portugal : aspectos de longo prazo. *Estudos de Economia*. 4: 4 (Jul.-Set. 1984) 487-501.

SANTOS, J. Albano (1986) – A lei de Wagner e a realidade das despesas públicas. *Estudos de Economia*. 6:2 (Jan.-Mar. 1986) 169-185.

SARGENT, Thomas J. ; WALLACE, Neil – 'Rational' expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*. 83:2 (1975) 241-254.

SAUNDERS, Peter (1988) – Explaining international differences in public expenditure : an empirical study. *Public Finance*. 43:2 (1988) 271-294.

SAUNDERS, Peter (1995) – Recent trends in the size and the growth of government in OECD countries. In GEMMELL, Norman, ed. lit. – *The growth of the public sector : theories and international evidence*. Repr. Aldershot [etc.] : Edward Elgar, 1995. P. 17-33.

SAUNDERS, Peter ; KLAU, Friedrich (1985) – *The role of the public sector : causes and consequences of the growth of government*. Paris : OECD, 1985. (*OECD Economic Studies* ; 4).

SCHNEIDER, Friedrich ; FREY, Bruno S. (1983) – An empirical study of politico-economic interaction in the United States : a reply. *The Review of Economic and Statistics*. 65:1 (1983) 178-182.

SCHNEIDER, Friedrich ; FREY, Bruno S. (1988) – Politico-economic models of macroeconomic policy : a review of the empirical evidence. In WILLETT, Thomas D., ed. lit. – *Political business cycles : the political economy of money, inflation, and unemployment*. Durham [etc.] : Duke University Press, 1988. P. 239-275.

SCHWERT, G. William (1987) – Effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data. *Journal of Monetary Economics*. 20:1 (July 1987) 73-103.

SØRENSEN, Rune J. (1990) – The growth of public spending in Norway : 1865-1985. In LYBECK, Johan A. ; HENREKSON, Magnus, ed. lit. – *Explaining the growth of government*. 2nd impr. Amsterdam [etc.] : North-Holland, 1990. P. 265-298.

SPOLAORE, E. – *Policy making systems and economic efficiency : coalition governments versus majority governments*. Brussells : ECARE, Université Libre de Bruxelles, 1993. Não publicado. Cit. por Alesina e Perotti (1995b).

STUDENMUND, A. H. (1992) – *Using econometrics : a pratical guide*. 2nd ed. New York : Harper Collins, cop. 1992.

TAIT, Alan A. ; HELLER, Peter S. (1982) – *International comparisons of government expenditure*. Washington, D.C. : International Monetary Fund, Apr. 1982. (Occasional paper ; n.º 10).

TAYLOR, John B. (1980) – Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*. 88:1 (Feb. 1980) 1-23.

TRIDIMAS, George (1993) – A choice of consistent model of demand for government expenditures. *European Journal of Political Economy*. 9 (1993) 125-140.

WAGNER, Richard E. – Revenue structure, fiscal illusion, and budgetary choice. *Public Choice*. 25 (Spring 1976) 45-61.

WEST, Edwin G. (1991) – Secular cost changes and the size of government: toward a generalized theory. *Journal of Public Economics*. 45 (1991) 363-81.

WILDAVSKY, Aaron B. – *The politics of the budgetary process*. Boston : Little [etc., 1964].

WILDAVSKY, Aaron B. – *Budgeting : a comparative theory of budgetary processes*. Boston : Little [etc.], cop. 1975.

WILLETT, Thomas D. ; BANAIAN, King (1988) – Models of political process and their implications for stagflation : a public choice perspective. In WILLETT, Thomas D., ed. lit. – *Political business cycles : the political economy of money, inflation, and unemployment*. Durham [etc.] : Duke University Press, 1988. P. 100-128.

ZIVOT, Eric ; ANDREWS, Donald W. K. (1992) – Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10:3 (July 1992) 251-270.

ANEXOS

a

Anexo A: Testes da raiz unitária

A1 – Os processos estacionários nas diferenças (DS) e na tendência (TS)

A representação dos processos estacionários nas diferenças (DS), ditos também processos integrados de ordem d (número de raízes unitárias que possuem na sua componente autoregressiva), pode ser feita através de modelos ARIMA(p,d,q):

$$A(L)y_t = B(L)\varepsilon_t$$

onde A(L) e B(L) representam, respectivamente, polinómios de ordem p e q no operador de desfasamento L e $\varepsilon_t \sim$ i.i.d.$(0, \sigma^2_\varepsilon)$. A(L) possui d raízes unitárias e B(L) tem todas as suas raízes características exteriores ao círculo unitário para que o processo seja invertível. É possível então definir

$$A(L) = (1-L)^d A^*(L)$$

sendo A*(L) um polinómio de grau p-d com todas as suas raízes características exteriores ao círculo unitário. Definindo $y^*_t = \Delta^d y_t$, isto é, diferenciando a sequência original $\{y_t\}$ tantas vezes quanto o número de raízes unitárias contidas na componente autoregressiva, obtém-se o processo estacionário ARMA (p,q)

$$A^*(L)y^*_t = B(L)\,\varepsilon_t$$

Particularizando para um processo integrado de ordem um:

$$y_t = y_{t-1} + a_0 + e_t$$

$$A(L)\,e_t = B(L)\,\varepsilon_t$$

com $\varepsilon_t \sim$ i.i.d.$(0, \sigma^2_\varepsilon)$; A(L) e B(L) polinómios no operador de desfasamento temporal L com raízes características exteriores ao círculo unitário; a_0 uma constante que constitui a tendência determinística deste passeio aleatório (o seu *drift*). Como facilmente se deduz, uma única diferenciação da série original conduz a um processo estacionário:

$$\Delta y_t = a_0 + e_t$$

$$e_t = A(L)^{-1} B(L) \varepsilon_t$$

Esta sua representação enquanto processo de médias móveis, devida a Wold, permite-nos inferir um resultado que será significativo na distinção entre um processo TS e DS:

$$A(1)^{-1} B(1) \neq 0$$

isto é, a soma dos coeficientes de médias móveis é necessariamente diferente de zero, pois quer o polinómio no operador de desfasamento temporal autoregressivo quer o de médias móveis não contêm qualquer raiz unitária.

Neste tipo de processos, a remoção da tendência determinística depois de a haver estimado numa regressão contra a variável tempo não permite obter uma série estacionária por este procedimento não remover a componente estocástica da tendência.

As séries estacionárias na tendência (TS) possuem, por definição, apenas tendência determinística, que, sem perda de generalidade, vamos admitir ser linear[1], podendo ser apresentadas da seguinte forma:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + e_t \qquad (1)$$

$$A(L)\, e_t = B(L)\, \varepsilon_t \qquad (2)$$

[1] Estamos implicitamente a admitir que todas as séries são previamente logaritmizadas.

com A(L), B(L), e_t e ε_t definidos do mesmo modo que no processo DS por nós particularizado. Como é óbvio, a prévia estimação da regressão (1) e a subsequente subtracção dos valores assim estimados de y_t permite obter estimativas da sequência estacionária $\{e_t\}$, sendo possível de seguida modelizá-la pelos métodos tradicionais, por exemplo, através de um modelo ARMA.

Mas, se inadvertidamente houvéssemos diferenciado esta série pretendendo desse modo promover a sua estacionarização, teríamos:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + e_t - e_{t-1} \Leftrightarrow \Delta y_t = \alpha_1 + (1-L)e_t$$

$$A(L)\, e_t = B(L)\, \varepsilon_t$$

possuindo a série diferenciada uma raiz unitária na componente MA (média móvel) do modelo. O processo deixaria de ser invertível (condição para ser estimado pela metodologia de Box e Jenkins) e a sua representação enquanto puro processo MA viria

$$\Delta y_t = \alpha_1 + (1-L)B(L)A(L)^{-1} e_t$$

com a soma dos coeficientes de médias móveis igual a zero. Na realidade, (1-L)B(L)A(L)-1 = 0 quando L = 1, sendo este um resultado diferente do obtido da diferenciação de uma série DS. Por esta razão, é possível utilizá-lo para distinguir um processo DS de um processo TS: se, na decomposição de Wold de uma série diferenciada, a soma dos coeficientes de médias móveis não for significativamente diferente de zero, estamos perante um processo TS; se ela for não nula, estaremos em presença de um processo DS (cf. Cochrane, 1991, 279-280).

A2 – Os testes da raiz unitária

A2.1 – Os testes de Dickey-Fuller

Partindo da constatação que os tradicionais testes estatísticos OLS, t e F, não são apropriados para testar a hipótese da existência de uma raiz unitária num processo AR(1), por, nesta circunstância, possuírem diferentes distribuições, Dickey e Fuller (1979, 1981) construíram tabelas com os seus valores críticos. A simulação de Monte Carlo foi o procedimento por eles adoptado para obter as distribuições daqueles testes (t e F) na hipótese da existência de uma raiz unitária no processo autoregressivo. Desta forma simularam sequências, passeios aleatórios – sem termo constante, com termo constante (com rumo ou *drift*) e com termo constante e tendência temporal – gerados a partir de números aleatórios e, posteriormente, estimaram-nas através do método OLS, tabelando então os valores críticos das estatísticas relevantes. Confirmaram assim que as distribuições destas estatísticas estão fortemente enviesadas para a esquerda e possuem um número muito mais elevado de valores negativos do que a distribuição t de Student. A aplicação dos testes tradicionais seria favorável à hipótese TS, levando com demasiada frequência à rejeição da existência de uma raiz unitária.

Os testes de Dickey-Fuller (D-F) são originariamente construídos para modelos AR(1) e partem da estimação pelo método OLS de três diferentes equações:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

$$y_t = a_0 + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{4}$$

$$y_t = a_0 + \rho y_{t-1} + a_1 t + \varepsilon_t \tag{5}$$

com $\varepsilon_t \sim NI(0,\sigma^2)$.

A hipótese nula da presença de uma raiz unitária no processo é testada computando para cada uma das equações a estatística t , $\tau = (\hat{\rho} - 1) / s(\hat{\rho})$ e o enviesamento normalizado da raiz estimada $T(\hat{\rho} - 1)$[2] e comparando-os com os seus valores críticos, que se encontram tabelados em Fuller (1976, p. 371 e 373). Como os valores destas estatísticas dependem dos regressores determinísticos incluídos nas equações e do número de observações da amostra, estes factores são devidamente tidos em conta. Por exemplo, as estatísticas τ, τ_μ e τ_τ são apropriadas para testar a hipótese nula ($\rho = 1$) nas equações (3), (4) e (5).

A possibilidade dos resíduos daquelas regressões poderem estar autocorrelacionados comprometendo a inferência estatística daqueles testes levou aqueles investigadores a optar por uma correcção paramétrica daquela autocorrelação. Os testes de Dickey-Fuller aumentados (ADF) permitem testar a hipótese da raiz unitária em modelos autoregressivos de ordem superior à unidade. A metodologia seguida consiste em submeter o processo autoregressivo de ordem p a algumas transformações até que este se apresente função da variável dependente desfasada de um período e de desfasamentos da variável dependente diferenciada. Para um processo AR(p) com constante[3]

$$y_t = a_0 + b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + \ldots + b_{p-2} y_{t-p+2} + b_{p-1} y_{t-p+1} + b_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

acabar-se-á por obter a seguinte expressão, após as transformações apropriadas:

$$y_t = a_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

com $\rho = \sum_{i=1}^{p} b_i$ e $\beta_i = -\sum_{j=i}^{p} b_j$.

---

2 T é o número de observações da amostra, $\hat{\rho}$ é a estimativa OLS de ρ e $s(\hat{\rho})$ é o desvio padrão da estimativa $\hat{\rho}$.

3 Cf. Enders (1995, p. 225).

As equações para o processo AR(p) correspondentes às equações (3), (4) e (5) seriam:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{6}$$

$$y_t = a_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{7}$$

$$y_t = a_0 + \rho y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{8}$$

A estatística t para ρ -1 terá a mesma distribuição assimptótica do que a anteriormente definida na hipótese de existir uma raiz unitária (ρ = 1), podendo-se, por isso, utilizar os valores já anteriormente tabelados por Fuller (1976).

A dificuldade da aplicação destes testes está no facto de, habitualmente, se desconhecer a ordem do processo autoregressivo e, em consequência, o número de desfasamentos a introduzir naquelas equações. Como regra, estimam-se as equações com o maior número de desfasamentos e utilizam-se as estatísticas t e F para aferir da significância dos mesmos, assim como a estatística Q de Ljung-Box para avaliar da autocorrelação dos resíduos.

O trabalho desenvolvido por Said e Dickey (1984) foi decisivo para permitir a aplicação destes testes ao caso mais genérico de processos ARIMA (p,1,q). Segundo estes autores, é possível proceder a uma adequada aproximação destes processos através de processos puramente autoregressivos cuja ordem cresce com a dimensão da amostra, não devendo exceder $T^{1/3}$ [4]. Mas a inclusão de demasiados *lags* reduz a potência destes testes para rejeitar uma falsa raiz unitária. Por cada desfasamento adicional introduzido, os graus de liberdade diminuem em duas

[4] Para ilustrar os efeitos da especificação de modelos ARIMA na inferência sobre a estacionaridade de várias séries temporais macroeconómicas veja-se, por exemplo, Schwert (1987).

unidades, já que há mais um parâmetro a estimar e deixa-se de poder contar com mais uma observação.

No estudo publicado em 1981, David Dickey e Wayne Fuller expandiram os seus testes de forma a abranger os testes de significância conjunta dos coeficientes das equações (3), (4) e (5), assim como os testes de significância individual do termo constante e da tendência temporal. Estatísticas de *ratio* de verosimilhança foram construídas a fim de testar a hipótese nula do verdadeiro modelo ser: um passeio aleatório sem termo constante (ϕ_2 para $a_0 = a_1 = \rho\text{-}1 = 0$); um passeio aleatório direccionado ou dirigido[5] (com *drift*) (ϕ_3 para $a_1 = \rho\text{-}1 = 0$); um passeio aleatório sem termo constante contra a alternativa de, pelo menos, conter termo constante ou ser estacionário (ϕ_1 para $a_0 = \rho\text{-}1 = 0$)[6]. Na prática, as diferentes hipóteses nulas são testadas comparando os valores críticos daquelas estatísticas com os valores das estatísticas F calculados para as equações sob a forma:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{9}$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{10}$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_1 t + \varepsilon_t \tag{11}$$

com γ = 1-ρ e podendo estas equações conterem desfasamentos da variável dependente diferenciada, tal como nas equações (6), (7) e (8). Deste modo, as estatísticas ϕ_1, ϕ_2 e ϕ_3 são computadas:

$$\phi_i = \frac{\left(RSS_r - RSS_{sr}\right)/r}{RSS_{sr}/(T-k)}$$

[5] Optámos por traduzir o termo anglo-saxónico *random walk plus drift* por passeio aleatório direccionado ou dirigido, tal como o fizeram Murteira, Müller e Turkman (1993).

[6] As fórmulas destas estatísticas podem ser encontradas em Dickey e Fuller (1981, p. 1058 e 1059) assim como os seus valores críticos (p. 1063).

sendo RSS_{sr} e RSS_r a soma do quadrado dos resíduos nos modelos, respectivamente, sem e com restrições; r é o número de restrições impostas; T o número de observações utilizável; k o número de parâmetros estimados no modelo sem restrições[7]. Quando o valor calculado de alguma destas estatísticas é inferior ao respectivo valor crítico das tabelas (para o nível de significância considerado adequado), não se deve rejeitar a hipótese nula de serem verdadeiras as restrições. Inversamente, caso o seu valor exceda os das tabelas dever-se-á, rejeitar a hipótese nula, isto é, admitir que pelo menos uma das restrições não é válida.

Os testes de significância individual para o termo constante e a tendência temporal são efectuados comparando as respectivas estatísticas t com os valores críticos obtidos por Dickey e Fuller (1981), através das simulações de Monte Carlo sob a hipótese de $\gamma = 0$, isto é, de existir uma raiz unitária. Para o termo constante, estas estatísticas aparecem com a simbologia $\tau_{\alpha\mu}$ e $\tau_{\alpha\tau}$ quando associadas, respectivamente, aos modelos (10) e (11), enquanto para a tendência temporal é usado o símbolo $\tau_{\beta\tau}$.

A avaliação empírica da potência destes diferentes testes, efectuada por Dickey e Fuller (1981), releva a sua fraca potência para rejeitarem a hipótese da raiz unitária quando o valor da raiz característica se aproxima da unidade. Em particular: a estatística ϕ_2 é menos potente do que ϕ_1 e ϕ_3 tem potência intermédia para valores de $\rho < 0.99$; qualquer uma destas estatísticas vê a sua potência crescer com o valor do termo constante; as estatísticas ρ_μ e τ_μ são obtidas sob a assunção de o termo constante ser nulo, sendo diferentes as suas distribuições quando ele não é zero; as distribuições das estatísticas ρ_τ, τ_τ e ϕ_3 são independentes do termo constante, mas pressupõem ser nulo o coeficiente da variável tempo ($a_1 = 0$); os testes τ_μ e τ_τ são menos potentes que os testes ϕ_1 e ϕ_2 quando $\rho < 1$[8]. As estatísticas τ_μ e τ_τ induzirão a aceitação da hipótese nula (presença de raiz unitária) com uma probabilidade maior do que o seu nível nominal quando, respectivamente,

[7] Cf. Enders (1995, p. 222 e 223).

o termo constante ou o coeficiente da tendência temporal sejam diferentes de zero. Quando se suspeita da existência de uma raiz unitária com um termo constante, deve-se optar por τ_τ, apesar desta variar com a_1. Na realidade, como refere Perron (1988, p. 304), o que se pretende habitualmente testar é a hipótese de uma raiz unitária com termo constante contra a hipótese de um processo estacionário em torno de uma tendência linear determinística. Uma raiz unitária com tendência temporal é normalmente excluída. Seria necessário que as séries logaritmizadas registassem taxas de crescimento crescentes ou decrescentes para que aquela hipótese se colocasse.

O cerne do problema é que, como afirma Enders (1995, p. 255), "os testes da raiz unitária são condicionais à presença dos regressores determinísticos e os testes para a presença dos regressores determinísticos são condicionais à presença da raiz unitária". Para obviar a este problema, Perron (1988) propõe uma estratégia de aplicação dos testes da qual daremos conta no ponto seguinte[9].

A2.2 – Os testes de Phillips-Perron

O texto de Pierre Perron, datado de 1988, pretende fazer uma revisão dos estudos efectuados por Phillips e Perron, separadamente e em conjunto, e que estiveram na origem de uma outra metodologia de efectuar testes à hipótese da raiz unitária. Será pois este o texto que nos servirá de base à sucinta explanação que de seguida faremos sobre os testes usualmente designados por testes de Phillips-Perron (P-P).

Diferentemente de Dickey-Fuller, estes autores propõem-se fazer uma correcção não paramétrica da autocorrelação dos resíduos, evitando assim a estimação adicional de parâmetros e a subsequente perda de observações efectivas. Pretendem, aliás, que os seus testes sejam válidos para uma classe mais alargada de

[8] Cf. Dickey e Fuller (1981, p. 1068 e 1069).

mecanismos geradores das séries, sendo as condições impostas à sequência de inovações bem menos restritivas do que as tradicionalmente assumidas. As inovações não necessitam ser i.i.d ~ (0, σ^2), é-lhes permitida alguma dependência temporal e heterogeneidade. E, apesar de abranger uma maior variedade de processos, a realização dos testes P-P apenas requer a estimação de um processo AR(1) pelo método dos mínimos quadrados e a aplicação de um factor de correcção baseado na estrutura dos resíduos desta regressão. Mas explicitemos melhor o pensamento destes autores:

- Consideram dois possíveis mecanismos geradores do processo aleatório $\{y_t\}_0^\infty$:

  (A) $y_t = y_{t-1} + u_t$

  (B) $y_t = \mu + y_{t-1} + u_t$

  onde a respectiva solução geral contém a tendência estocástica $\sum_{j=1}^{t} u_j$. As condições que impõem à sequência de inovações serão apenas as necessárias para que uma função normalizada de $\sum_{j=1}^{t} u_j$ tenha uma distribuição assimptótica não degenerada. Como já antes referimos, as inovações não necessitam de ser i.i.d ~ (0, σ^2)[10].
- Para testar a hipótese nula de a série univariada $\{y_t\}$ ter sido gerada por um dos modelos (A) ou (B), estimam as três equações:

$$y_t = \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t \tag{12}$$

9 Enders (1995) apresenta a estratégia proposta por Doldado, Jenkinson e Sosvilla-Rivero em 1990 e, aplicando-a a um caso concreto, obtém resultados contraditórios.

10 Perron (1988, p. 301) apresenta as condições impostas à sequência das inovações.

$$y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + u_t^* \tag{13}$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{\beta}(t - T/2) + \tilde{u}_t \tag{14}$$

A dependência das distribuições das estatísticas t e F da presença dos regressores determinísticos (termo constante e tendência temporal) foi questão já abordada no ponto anterior, estando na origem da estratégia de realização dos testes proposta por Perron (1988), que adiante explicitaremos. Mas a sua dependência da estrutura da correlação dos resíduos é porventura mais importante. As distribuições assimptóticas daquelas estatísticas dependem do *ratio* σ^2 / σ_u^2, com $\sigma^2 = \lim_{T\to\infty} T^{-1} E(S_T^2)$ $\left(S_T = \sum_{j=1}^{T} u_j\right)$ e $\sigma_u^2 = \lim_{T\to\infty} T^{-1} \sum_{1}^{T} E(u_t^2)$. Quando os erros são tais que a $\sigma^2 = \sigma_u^2$, a distribuição assimptótica daquelas estatísticas não varia com os parâmetros dos ruídos e os seus valores críticos são os tabelados por Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1981). A presunção de que as inovações são i.i.d ~ (0, σ^2), sendo uma condição suficiente, não é condição necessária para que aquela igualdade ocorra. As distribuições assimptóticas obtidas por D-F são também válidas na presença de alguma heterogeneidade na sequência das inovações[11]. A correlação existente na sequência de inovações é que já obrigará a uma alteração do método de estimação (os testes de D-F aumentados são disso exemplo) ou a uma transformação das estatísticas, a fim de eliminar a dependência das suas distribuições dos parâmetros de ruído σ^2 e σ_u^2, para que possam convergir para as mesmas distribuições das estatísticas não transformadas quando os erros são i.i.d..

11 Cf. Perron (1988, p. 305).

- A correcção não paramétrica primeiramente desenvolvida por Phillips em 1987 envolve a escolha de estimadores consistentes de σ^2 e σ_u^2, respectivamente S_{Tl}^2 e S_u^2. Para σ_u^2 e pressupondo que o mecanismo gerador da série é o modelo (A), propõem-se a soma média do quadrado dos resíduos sob a hipótese nula (S_0^2), assim como $\hat{S}^2$, S^{*2} e $\tilde{S}^2$ para cada uma das equações alternativas (12), (13) e (14). Caso o processo seja um passeio aleatório direccionado (B), apenas S^{*2} e $\tilde{S}^2$ são consistentes em conjunto com o estimador sob a hipótese nula, $S_{0u}^2 = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\left(y_t - y_{t-1} - \bar{\mu}\right)^2$, sendo $\bar{\mu}$ a estimativa OLS da regressão de Δy_t numa constante. Sendo a escolha de um estimador consistente para σ^2 mais problemática, P-P optaram pelo estimador proposto por Newey e West em 1987, que tem a vantagem de ser não negativo por construção: $\sigma_{Tl}^2 = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}u_t^2 + 2T^{-1}\sum_{\tau=1}^{l}\omega(\tau,l)\sum_{t=\tau+1}^{T}u_t u_{t-\tau}$, com $\omega(\tau,l) = 1-\left[\tau/(l+1)\right]$.

  Sob a hipótese alternativa, os estimadores preferidos para σ^2 deverão utilizar as estimativas dos resíduos, designando-se por $\hat{\sigma}_{Tl}^2$, σ_{Tl}^{*2} e $\tilde{\sigma}_{Tl}^2$ nas equações (12), (13) e (14). As propriedades destes estimadores são mais influenciadas pela escolha do parâmetro de truncagem l (número de desfasamentos introduzidos) do que pela escolha da *window* (isto é, da opção para $\omega(\tau,l)$)[12]. Recomendando-se para a escolha de l um exame prévio às correlações e a análise da sensibilidade dos resultados a diferentes valores de l.

- As estatísticas transformadas aparecem descritas em Perron (1988, p. 308-309) e têm as mesmas distribuições assimptóticas do que as

[12] Aconselham-se as *window* de Parzen e de Bohman e para a escolha de l um valor pequeno quando o processo é um MA(1) com parâmetro positivo e um valor elevado quando é um MA(1) com parâmetro negativo. Quando o processo é, por exemplo, AR(1) com coeficiente próximo da unidade é também aconselhado um l elevado.

estatísticas originais. As suas propriedades em amostras finitas parecem originar piores resultados para os testes P-P quando o verdadeiro processo é um IMA(1,1) com um coeficiente da média móvel próximo de menos um, mas em contrapartida estes testes parecem ser mais potentes que os de Said e Dickey (1984), quando o parâmetro da média móvel é positivo.

- Para maximizar a eficácia de aplicação dos testes P-P, Perron (1988) propõe a seguinte estratégia:
  a. Estimar a regressão (14) e avaliar, com base nas estatísticas $Z(\tilde{\alpha})$, $Z(t\tilde{\alpha})$ e $Z(\phi_3)$, a possibilidade de rejeitar a hipótese nula da raiz unitária[13]. Dada a fraca potência dos testes da raiz unitária, se a hipótese nula puder ser rejeitada, então não se deve prosseguir, concluindo-se que a sequência $\{y_t\}$ não contém uma raiz unitária.
  b. Se a hipótese nula não puder ser rejeitada, é necessário averiguar se essa não rejeição se ficou a dever à menor potência daquelas estatísticas relativamente às que resultam da estimação da equação (13). Mas, dado que as estatísticas que decorrem deste modelo dependem de μ (termo constante), será necessário primeiro determinar se a estatística $Z(\phi_2)$ sugere que a hipótese nula (μ, β, α) = (0, 0, 1) não pode ser rejeitada[14]. Só então se deverão utilizar as estatísticas $Z(\alpha^*)$, $Z(t_{\alpha^*})$ e $Z(\phi_1)$. Se a série tem média nula, o modelo (12) será mais apropriado.

[13] A estatística $Z(\phi_3)$ tem a vantagem, relativamente às outras duas, de não depender do parâmetro da tendência temporal (β) sob a hipótese nula e a estatística $Z(t_{\tilde{\beta}})$, não sendo invariante com o termo constante, só poderá ser usada se a $Z(\phi_2)$ sugerir a inexistência de *drift*.

[14] A estatística $Z(t_{\tilde{\mu}})$ também poderia cumprir aquele objectivo, mas em amostras finitas não é independente da observação inicial y_0.

Os testes de Phillips-Perron, cujas principais características acabamos de expor, tal como os testes de Dickey-Fuller, possuem fraca potência contra processos estacionários com raiz característica próxima da unidade.

A2.3 – Os testes de Dickey-Pantula

A metodologia proposta por Dickey e Pantula (1987) para testar a hipótese da existência de várias raízes unitárias não é mais do que uma aplicação dos testes de Dickey-Fuller a sucessivas diferenças de $\{y_t\}$. Estrategicamente, propõem que se realize os testes da raiz unitária às séries diferenciadas de ordem igual ao maior número de raízes unitárias suspeitadas. Só após haver rejeitado essa hipótese nula é que se deverá reduzir o grau de diferenciação. Ou seja, se há suspeita da existência de duas raízes unitárias só se deverá testar a presença de uma raiz unitária após ter testado e rejeitado a hipótese das duas raízes unitárias. O procedimento inverso (testar apenas a hipótese de uma segunda raiz unitária após não ter rejeitado a hipótese de existência de uma raiz unitária) tende a seleccionar raízes unitárias a menos[15].

Assim, caso se suspeite de *r* raízes unitárias, dever-se-á primeiro estimar

$$\Delta^r y_t = a_0 + \gamma_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (15)$$

e se o valor da estatística t para γ_1 for superior aos valores tabelados por D-F para τ_μ (ou τ e τ_τ, dependendo dos elementos determinísticos incluídos na equação), aceita-se a hipótese nula de existência de r raízes unitárias, sendo de rejeitar esta hipótese na situação inversa (valor da estatística t inferior aos valores críticos definidos por D-F). Na ocorrência desta última hipótese, passar-se-á em seguida a testar a presença de r-1 raízes unitárias, estimando

[15] Cf. Enders (1995, p. 228). A apresentação que se fará destes testes segue de perto o texto deste autor.

$$\Delta^r y_t = a_0 + \gamma_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \gamma_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (16)$$

Se ambas as estatísticas t de γ_1 e de γ_2 forem inferiores aos valores críticos de D-F, dever-se-á considerar que γ_1 e γ_2 são estatisticamente diferentes de zero e concluir pela inexistência de r-1 raízes unitárias no processo. A realização dos testes deverá continuar enquanto for possível rejeitar a hipótese nula de todos os coeficientes γ_i serem diferentes de zero. No limite teríamos

$$\Delta^r y_t = a_0 + \gamma_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \gamma_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \gamma_3 \Delta^{r-3} y_{t-1} + \ldots + \gamma_r y_{t-1} + \varepsilon_t . \qquad (17)$$

Em particular, o procedimento a ter para testar a hipótese de existência de duas raízes unitárias[16] (r = 2) seria:

- Estimar a equação (15) para r = 2 e concluir pela existência de duas raízes unitárias (processo integrado de ordem dois) se a estatística t de γ_1 for superior ao seu valor crítico das tabelas. Se pelo contrário não se puder concluir que γ_1 é estatisticamente diferente de zero (valor da sua estatística t inferior aos da tabela), então dever-se-á estimar a equação (17).
- Como não existem duas raízes unitárias, pelo menos um dos dois coeficientes γ_1 e γ_2 deve ser diferente de zero. Se existir uma raiz unitária, então $\gamma_1 < 0$ e $\gamma_2 = 0$ (a estatística t de γ_1 inferior ao valor crítico e a de γ_2 superior); se o processo for estacionário – hipótese alternativa – $\gamma_1 < 0$ e $\gamma_2 < 0$.

[16] Dickey e Pantula (1987, p. 458) exemplificam para r = 3.

Anexo B: Testes da raiz unitária – resultados

Quadro B.1 : Testes de Dickey-Fuller aplicados a outras séries

	p = 0	p = 1	p = 2	p = 0	p = 1	p = 2
	1) Consumo Público a preços constantes do PIB			2) Transferências a preços constantes do PIB		
$\hat{\rho}_\tau$	0.814	0.786	0.752	0.898	0.861	0.865
$\hat{\tau}_\tau$	-1.955	-2.136	-2.336	-1.398	-1.942	-1.739
ϕ_3	1.926	2.290	2.745	0.979	1.909	1.514
ϕ_2	26.532[a]	8.727[a]	6.000[c]	17.865[a]	5.436[c]	4.775[d]
$\hat{\rho}_\mu$	0.996	0.999	0.995	0.997	0.994	0.996
$\hat{\tau}_\mu$	-0.365	-0.085	-0.395	-0.271	-0.491	-0.315
ϕ_1	35.167[a]	9.830[a]	5.629[c]	25.268[a]	5.952[c]	5.396[c]
$\hat{\rho}$	1.007	1.006	1.006	1.010	1.007	1.008
$\hat{\tau}$	8.326	4.424	3.243	6.969	3.246	3.132
	3) Despesas Correntes a preços constantes do PIB			4)Taxa de inflação		
$\hat{\rho}_\tau$	0.887	0.870	0.857	0.884	0.915	0.926
$\hat{\tau}_\tau$	-1.408	-1.513	-1.570	-1.272	-0.858	-0.680
ϕ_3	1.009	1.157	1.355	1.383	1.343	1.427
ϕ_2	25.818[a]	8.240[a]	4.335	0.922	0.897	0.953
$\hat{\rho}_\mu$	0.997	0.997	0.994	0.869	0.877	0.872
$\hat{\tau}_\mu$	-0.342	-0.323	-0.649	-1.639	-1.447	-1.407
ϕ_1	36.907[a]	10.892[a]	5.173[c]	1.343	1.049	0.993
$\hat{\rho}$	1.007	1.007	1.006	0.955	0.962	0.964
$\hat{\tau}$	8.481	4.542	2.941	-0.952	-0.768	-0.707

Nota: Os símbolos a, b, c e d indicam rejeição da hipótese nula para níveis de significância de, respectivamente, 1%, 2.5%, 5% e 10%, usando os valores críticos de Dickey-Fuller (1981) e Fuller (1976).

Quadro B.2 : Testes de Phillips-Perron aplicados a outras séries

	l = 1	l = 2	l = 3	l = 4	l = 1	l = 2	l = 3	l = 4
	1) Consumo Público a preços constantes do PIB				2) Transferências a preços constantes do PIB			
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	-2.08	-2.18	-2.20	-2.17	-1.64	-1.71	-1.78	-1.85
ϕ_3	2.18	2.38	2.43	2.38	1.34	1.46	1.58	1.70
ϕ_2	23.39[a]	21.60[a]	21.26[a]	21.66[a]	13.75[a]	12.83[a]	12.05[a]	11.37[a]
$Z(t_{\alpha *})$	-0.37	-0.37	-0.37	-0.37	-0.30	-0.30	-0.31	-0.32
ϕ_1	32.95[a]	31.56[a]	32.47[a]	34.85[a]	19.42[a]	18.43[a]	17.50[a]	16.57[a]
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	8.05	7.86	7.90	8.08	6.04	5.83	5.63	5.43
	3) Despesas Correntes a preços constantes do PIB				4) Taxa de inflação			
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	-1.48	-1.59	-1.66	-1.77	-1.10	-1.05	-1.10	-0.92
ϕ_3	1.11	1.29	1.40	1.58	1.27	1.25	1.27	1.20
ϕ_2	24.06[a]	21.43[a]	20.11[a]	18.32[a]	0.85	0.83	0.85	0.80
$Z(t_{\alpha *})$	-0.34	-0.34	-0.34	-0.35	-1.55	-1.53	-1.57	-1.48
ϕ_1	35.81[a]	32.51[a]	31.31[a]	28.85[a]	1.20	1.17	1.24	1.10
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	8.29	7.84	7.62	7.24	-0.88	-0.85	-0.87	-0.79

Nota: Os símbolos a, b, c e d indicam rejeição da hipótese nula para níveis de significância de, respectivamente, 1%, 2.5%, 5% e 10%, usando os valores críticos de Dickey-Fuller (1981) e Fuller (1976).

ANEXO C : Gráficos dos ciclos

Gráficos das componentes cíclicas do logaritmo das séries pelos métodos de Hodrick-Prescott (com $\lambda = 400$ e $\lambda = 100$), de Beveridge-Nelson e por regressão contra uma tendência temporal linear com quebra.

C1 – Período 1953-1996

Gráfico C.1 : Ciclo das despesas públicas correntes - H-P ($\lambda = 400$)

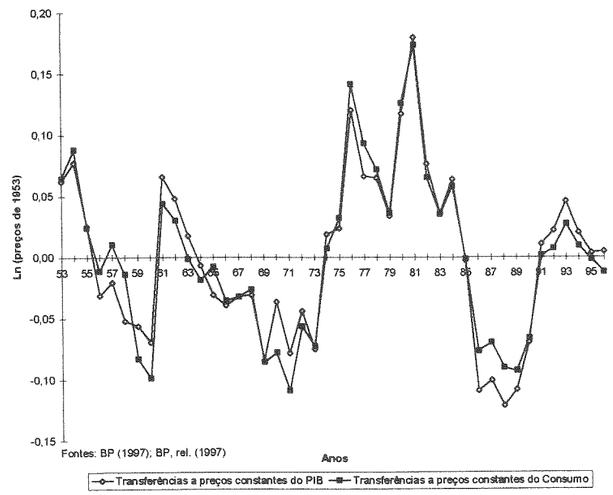


Gráfico C.2 : Ciclo das transferências - H-P (λ = 400)

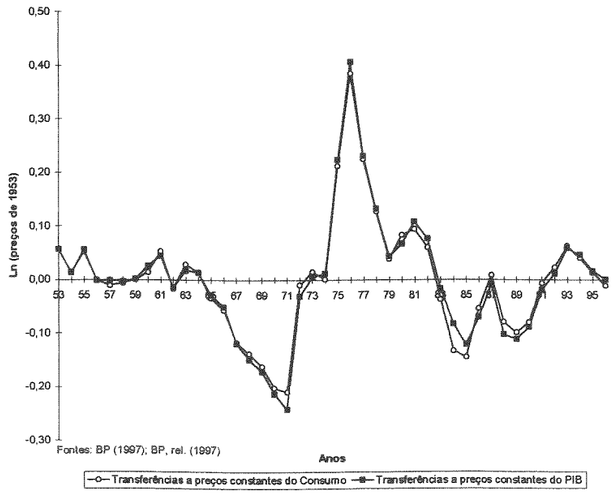


Gráfico C.3 : Ciclo do PIB

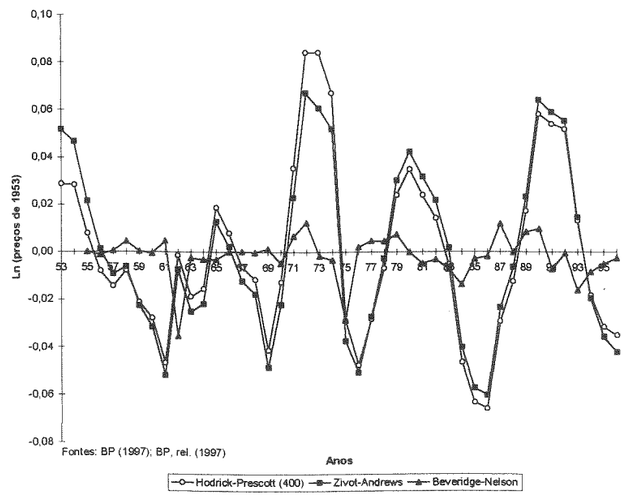


Gráfico C.4 : Ciclo do desemprego

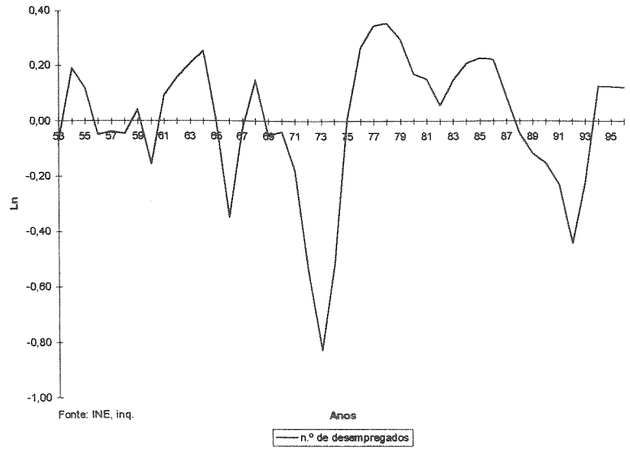


Gráfico C.5 : Ciclo do consumo público a preços constantes (H-P com diferentes parâmetros de alisamento)

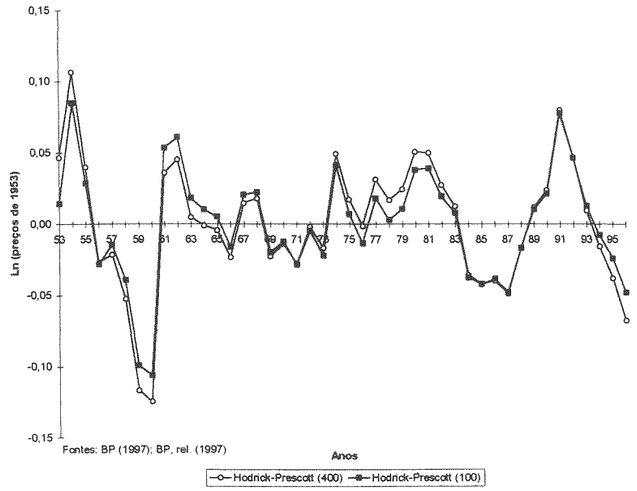


Gráfico C.6 : Ciclo das transferências a preços constantes do consumo (H-P com diferentes parâmetros de alisamento)

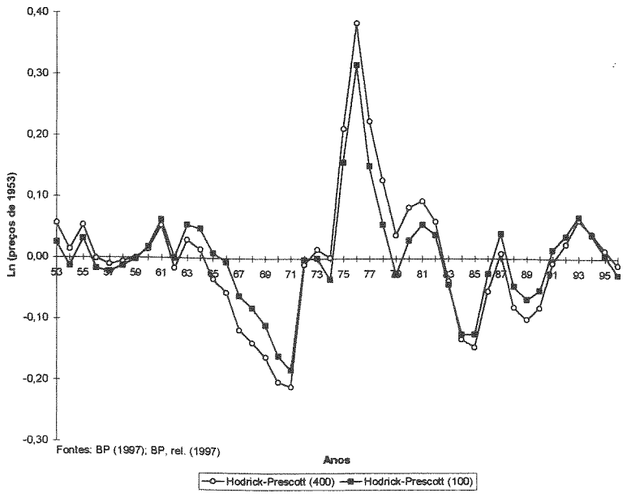
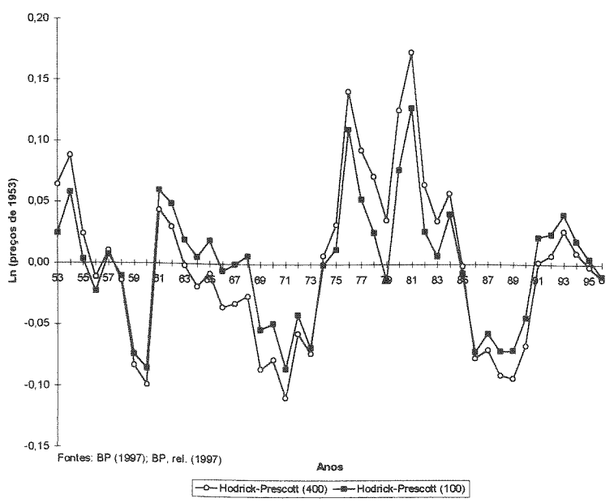


Gráfico C.7 : Despesas públicas correntes a preços constantes (H-P com diferentes parâmetros de alisamento)



C2 – Períodos 1953-1973 e 1976-1996

Gráfico C.8 : Ciclos das transferências a preços constantes do consumo H-P (400)

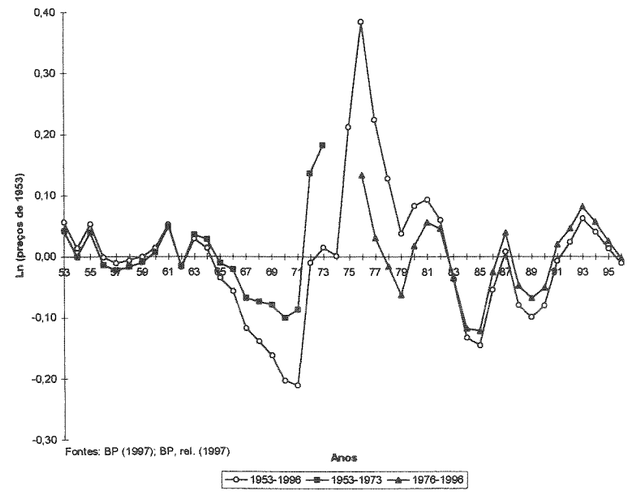


Gráfico C.9 : Ciclos do consumo público a preços constantes H-P (400)

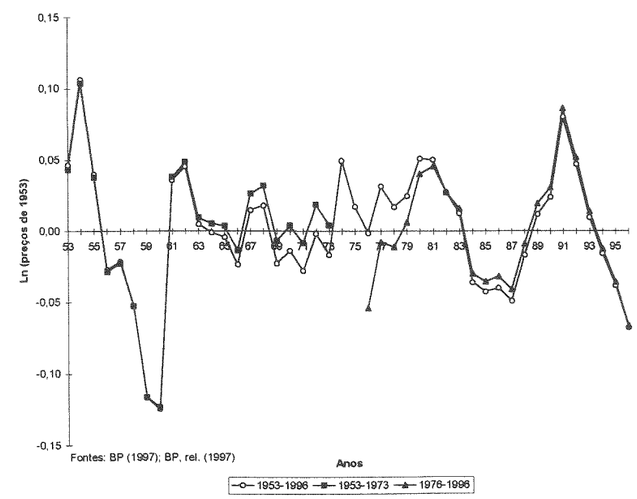


Gráfico C.10 : Ciclos das despesas públicas correntes a preços constantes H-P (400)

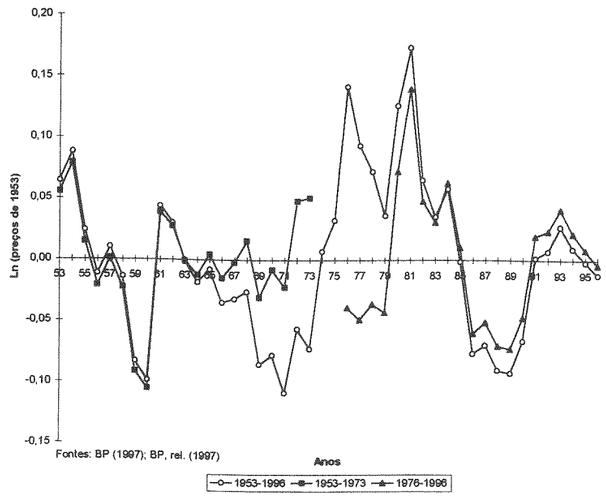
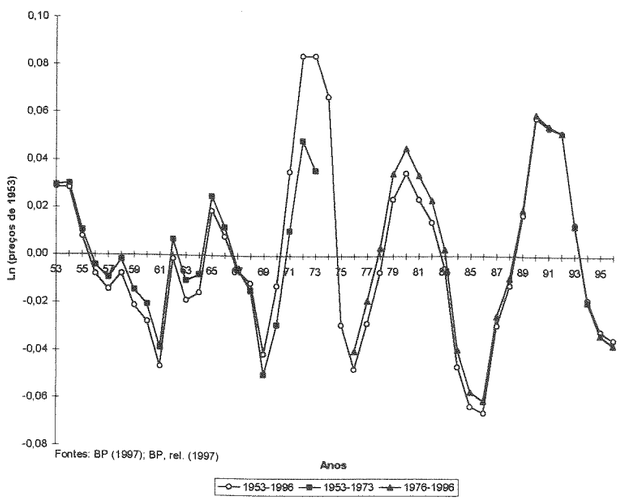


Gráfico C.11 : Ciclos do PIB a preços constantes H-P (400)



Anexo D: Breve cronologia

do início de funções dos Governos no pós-25 de Abril e dos actos eleitorais que ocorreram entre 1953 e 1996

1953 Eleições para deputados.

1957 Eleições para deputados. A oposição boicota as eleições.

1958 Eleições para Presidente da República.

1961 Eleições para deputados. A oposição abandona as eleições.

1965 Eleições para deputados.

1969 Eleições para deputados.

1973 Eleições para deputados. A oposição desiste das eleições.

1974 Acontecimentos do 25 de Abril: queda da ditadura.

Constituição do *I Governo Provisório*: início de funções a 15 de Maio; partidos no Governo – PS, PPD, PCP.

Constituição do *II Governo Provisório*: início de funções a 17 de Julho; partidos no Governo – PS, PPD, PCP.

Constituição do *III Governo Provisório*: início de funções a 30 de Setembro; partidos no Governo – PS, PPD, PCP.

1975 Constituição do *IV Governo Provisório*: início de funções a 26 de Março; partidos no Governo – PS, PPD, PCP.

Eleições para a Assembleia Constituinte: 25 de Abril.

Constituição do *V Governo Provisório*: início de funções a 8 de Agosto; partidos no Governo – PCP.

Constituição do *VI Governo Provisório*: início de funções a 19 de Setembro; maioritariamente constituído por ministros do PS ou a ele afectos.

1976 Eleições para a Assembleia da República: 25 de Abril.

Eleições para a Presidência da República: 27 de Junho.

I Governo Constitucional: início de funções a 23 de Julho; Governo PS. Eleições para as Autarquias Locais: 12 de Dezembro de 1976.

1978 *II Governo Constitucional*: início de funções a 23 de Janeiro; coligação PS/CDS.

III Governo Constitucional: início de funções a 28 de Agosto; de iniciativa presidencial.

IV Governo Constitucional: início de funções a 21 de Novembro; de iniciativa presidencial.

1979 *V Governo Constitucional*: início de funções a 31 de Julho; de iniciativa presidencial.

Eleições para a Assembleia da República: 2 de Dezembro.

Eleições para as Autarquias Locais: 16 de Dezembro.

1980 *VI Governo Constitucional*: início de funções a 3 de Janeiro; coligação PSD/CDS/PPM (AD).

Eleições para a Assembleia da República: 5 de Outubro.

Eleições para a Presidência da República: 7 de Dezembro.

1981 *VII Governo Constitucional*: início de funções a 9 de Janeiro; Governo da AD.

VIII Governo Constitucional: início de funções a 4 de Setembro; Governo da AD.

1982 Eleições para as Autarquias Locais: 12 de Dezembro.

1983 Eleições para a Assembleia da República: 25 de Abril.

IX Governo Constitucional: início de funções a 9 de Junho; Governo do Bloco Central (coligação PS/PSD).

1985 Eleições para a Assembleia da República: 5 de Outubro.

X Governo Constitucional: início de funções a 6 de Novembro; Governo do PSD com maioria relativa.

Eleições para as Autarquias Locais: 15 de Dezembro.

1986 Eleições para a Presidência da República (1ª volta): 26 de Janeiro.

Eleições para a Presidência da República (2ª volta): 16 de Fevereiro.

1987 Eleições para a Assembleia da República: 19 de Julho.

Eleições para o Parlamento Europeu: 19 de Julho.

XI Governo Constitucional: início de funções a 17 de Agosto; Governo do PSD com maioria absoluta.

1989 Eleições para o Parlamento Europeu: 18 de Junho.

Eleições para as Autarquias Locais: 17 de Dezembro.

1991 Eleições para a Presidência da República: 13 de Janeiro.

Eleições para a Assembleia da República: 6 de Outubro.

XII Governo Constitucional: início de funções a 31 de Outubro; Governo do PSD com maioria absoluta.

1993 Eleições para as Autarquias Locais: 12 de Dezembro.

1994 Eleições para o Parlamento Europeu: 12 de Junho.

1995 Eleições para a Assembleia da República: 1 de Outubro.

XIII Governo Constitucional: início de funções em Outubro; Governo PS com maioria relativa.

1996 Eleições para a Presidência da República: 14 de Janeiro.

Quadro D.1 : Composição da Assembleia da República: n.º de deputados por partido

	1975	1976	1979	1980	1983	1985	1987	1991	1995
PSD / PPD	81	73	7	8	75	88*	148**	135**	88
AD			121**	126**					
PS	116*	107*	74	3	101*	57	60	72	112*
FRS				71					
CDS / PP	16	42			30	22	4	5	15
PCP	30	40							
APU			47	41	44	38			
CDU							31		
PCP + PEV								17	15
MDP	5								
PRD						45	7		
UDP	1	1	1	1					
ADIM (MACAU)	1								
PSN								1	
TOTAL	250	263	250	250	250	250	250	230	230

Fonte: Archer, Miguéis e Costa (1995 e 1997)

(*) Maioria relativa de deputados

(**) Maioria absoluta de deputados

Anexo E: Variáveis políticas

ANOS	PBC1	PBC2	PBC3	PBC4	PBC5	DD1	DE1	DD2	DE2	ESQ	ESQ1	CENTRO1	COLIG	MR2	ESQ2	CENTRO2
53	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
54	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
55	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
56	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
57	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
58	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
59	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
60	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
61	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
62	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
63	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
64	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
65	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
66	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
67	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
68	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
69	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
70	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
71	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
72	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
73	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
74	0	0	0	1	1	0	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0
75	1	0	1	0	0	0	0	0	1	1	1	0	1	1	1	0
76	1	1	0	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	0
77	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	0
78	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1	0	1
79	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1	0	1
80	1	1	1	0	0	1	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0
81	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0
82	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
83	1	1	0	1	0	0	1	0	1	1	0	1	1	0	1	0
84	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0	1	1	0	1	0
85	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	0	1	0
86	1	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0
87	1	1	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0
88	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
89	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
90	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
91	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
92	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
93	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
94	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
95	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
96	0	0	0	1	1	0	1	0	1	1	1	0	0	1	1	0

Anexo F: Resultados das estimações

Quadro F.1 : Regressões com o *gap* do desemprego como variável explicativa, 1976-1996

Variáveis Dependentes: Transferências, Consumo Público e Despesas Correntes

	Trf	Trf	G	G	DC	DC
Variáveis independentes	OLS 76-96	2SLS 76-96	OLS 76-96	2SLS 76-96	OLS 76-96	2SLS 76-96
Constante	-0.0072 (-0.476) [0.642]	-0.0153 (-0.853) [0.412]	-0.0006 (-0.056) [0.956]	-0.0118 (-1.245) [0.237]	0.0036 (0.182) [0.859]	-0.0015 (-0.069) [0.946]
Variável dependente desfasada um período	0.6966 (4.936) [0.000]	0.6789 (4.208) [0.001]			0.4278 (2.028) [0.065]	0.4617 (1.978) [0.074]
Gap do desemprego	-0.0797 (-1.404) [0.186]	-0.1498 (-1.668) [0.124]	-0.1471 (-3.883) [0.002]	-0.2132 (-4.491) [0.001]	-0.0360 (-0.461) [0.653]	-0.0774 (-0.653) [0.527]
Variação da taxa de inflação	-0.4077 (-1.895) [0.082]	-0.4637 (-1.874) [0.088]	0.0289 (0.219) [0.830]	0.0055 (0.047) [0.964]	0.0276 (0.116) [0.910]	-0.0246 (-0.088) [0.931]
Ciclo eleitoral - PBC_1	0.0108 (0.636) [0.536]	0.0173 (0.888) [0.393]	0.0065 (0.573) [0.576]	0.0220 (2.141) [0.054]	-0.0090 (-0.405) [0.693]	-0.0048 (-0.194) [0.850]
Esquerda	-0.0784 (-3.183) [0.008]	-0.0698 (-2.357) [0.038]	-0.0294 (-1.784) [0.096]	-0.0097 (-0.618) [0.548]	-0.0228 (-0.699) [0.498]	-0.0181 (-0.481) [0.640]
Coligações	0.0188 (0.978) [0.347]	0.0210 (0.961) [0.357]	0.0354 (2.609) [0.021]	0.0294 (2.553) [0.025]	0.0472 (1.774) [0.101]	0.0477 (1.634) [0.130]
Maioria relativa	0.0409 (2.036) [0.064]	0.0430 (1.849) [0.091]	-0.0145 (-1.004) [0.332]	-0.0124 (-1.013) [0.331]	-0.0251 (-0.910) [0.381]	-0.0232 (-0.750) [0.469]
Teste de Breusch-Godfrey - $\chi^2(1)$	0.157 [0.692]	3.185 [0.074]	8.023 [0.005]	5.060 [0.024]	0.354 [0.552]	0.570 [0.450]
R^2 ajustado[2]	0.690	0.632	0.623	0.759	0.415	0.354
F	7.028		6.498		2.929	
N.º de graus de liberdade	12	11	14	12	12	11

Quadro F.2 : Ciclo pré- e pós-eleitoral, 1976-1996

Variáveis Dependentes: Transferências, Consumo Público e Despesas Correntes

	Trf	Trf	G	G	DC	DC
Variáveis independentes	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96
Constante	-0.0080	-0.0064	0.0047	0.0069	-0.0231	-0.0123
	(-0.476)	(-0.427)	(0.405)	(0.860)	(-0.919)	(-0.649)
	[0.642]	[0.677]	[0.692]	[0.405]	[0.378]	[0.529]
Variável dependente desfasada um período	0.7147	0.6881			0.4606	0.4707
	(4.817)	(4.563)			(2.094)	(1.941)
	[0.001]	[0.001]			[0.060]	[0.078]
Gap do PIB	0.3157	0.2997	0.8048	0.8041	0.3485	0.2906
	(1.255)	(1.212)	(6.054)	(6.067)	(1.033)	(0.784)
	[0.235]	[0.251]	[0.000]	[0.000]	[0.324]	[0.450]
Variação da taxa de inflação	-0.4870	-0.4246	-0.0290	-0.0145	-0.2046	-0.0409
	(-1.920)	(-1.831)	(-0.256)	(-0.140)	(-0.795)	(-0.163)
	[0.081]	[0.094]	[0.802]	[0.891]	[0.443]	[0.873]
Ciclo pré-eleitoral - PBC_1	0.0090		0.0005		0.0123	
	(0.403)		(0.042)		(0.474)	
	[0.695]		[0.967]		[0.645]	
Ciclo pós-eleitoral - PBC_5	0.0105		0.0026		0.0439	
	(0.415)		(0.194)		(1.487)	
	[0.686]		[0.849]		[0.165]	
Ciclo pré-eleitoral - PBC_3		0.0160		-0.0009		0.0193
		(0.737)		(-0.078)		(0.718)
		[0.393]		[0.939]		[0.488]
Ciclo pós-eleitoral - PBC_4		0.0078		-0.0027		0.0183
		(0.398)		(-0.280)		(0.733)
		[0.698]		[0.784]		[0.479]
Esquerda	-0.0766	-0.0712	-0.0068	-0.0064	-0.0113	0.0000
	(-2.892)	(-2.629)	(-0.492)	(-0.445)	(-0.359)	(0.000)
	[0.015]	[0.024]	[0.631]	[0.664]	[0.726]	[1.000]
Coligações	0.0104	0.0069	0.0048	0.0044	0.0383	0.0298
	(0.494)	(0.326)	(0.443)	(0.396)	(1.363)	(0.964)
	[0.631]	[0.751]	[0.665]	[0.698]	[0.200]	[0.356]
Maioria relativa	0.0383	0.0388	-0.0152	-0.0156	-0.0271	-0.0271
	(1.819)	(1.900)	(-1.358)	(-1.428)	(-1.046)	(-0.997)
	[0.096]	[0.084]	[0.197]	[0.177]	[0.318]	[0.340]
Teste de Breusch-Godfrey - $\chi^2(1)$	0.242	0.910	0.464	0.381	1.058	0.419
	[0.623]	[0.340]	[0.496]	[0.537]	[0.304]	[0.517]
R^2 ajustado	0.658	0.668	0.779	0.780	0.500	0.421
F	5.560	5.785	11.089	11.113	3.379	2.730
N.º de graus de liberdade	11	11	13	13	11	11

Quadro F.3 : Ciclo pré-eleitoral com PBC_3 e PBC_1 {1}, 1976-1996

Variáveis Dependentes: Transferências, Consumo Público e Despesas Correntes

	Trf	Trf	G	G	DC	DC
Variáveis independentes	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96
Constante	-0.0034	-0.0086	0.0058	0.0037	-0.0053	-0.0284
	(-0.274)	(-0.599)	(0.859)	(0.468)	(-0.331)	(-1.878)
	[0.789]	[0.561]	[0.405]	[0.647]	[0.747]	[0.085]
Variável dependente desfasada um período	0.7027	0.6988			0.5181	0.5768
	(4.981)	(5.047)			(2.261)	(3.132)
	[0.000]	[0.000]			[0.043]	[0.009]
Gap do PIB	0.3089	0.3137	0.8026	0.8049	0.3468	0.4142
	(1.301)	(1.345)	(6.270)	(6.319)	(0.975)	(1.453)
	[0.218]	[0.203]	[0.000]	[0.000]	[0.324]	[0.172]
Variação da taxa de inflação	-0.4279	-0.4708	-0.0200	-0.0298	-0.0302	-0.1688
	(-1.914)	(-2.143)	(-0.204)	(-0.296)	(-0.123)	(-0.837)
	[0.080]	[0.053]	[0.842]	[0.771]	[0.904]	[0.419]
Ciclo eleitoral - $PBC_1\{1\}$		0.0143		0.0032		0.0425
		(0.948)		(0.398)		(2.698)
		[0.362]		[0.697]		[0.019]
Ciclo pré-eleitoral - PBC_3	0.0130		-0.0000		0.0131	
	(0.661)		(-0.001)		(0.524)	
	[0.521]		[0.999]		[0.610]	
Esquerda	-0.0716	-0.0806	-0.0066	-0.0070	0.0016	-0.0083
	(-2.741)	(-3.515)	(-0.475)	(-0.561)	(0.046)	(-0.335)
	[0.018]	[0.004]	[0.642]	[0.584]	[0.964]	[0.743]
Coligações	0.0072	0.0126	0.0046	0.0051	0.0265	0.0319
	(0.352)	(0.658)	(0.432)	(0.495)	(0.884)	(1.382)
	[0.731]	[0.523]	[0.672]	[0.698]	[0.394]	[0.192]
Maioria relativa	0.0379	0.0419	-0.0154	-0.0150	-0.0275	-0.0174
	(1.936)	(2.203)	(-1.460)	(-1.448)	(-1.034)	(-0.818)
	[0.077]	[0.048]	[0.166]	[0.170]	[0.322]	[0.430]
Teste de Breusch-Godfrey - $\chi^2(1)$	0.722	0.567	0.437	0.437	0.331	0.179
	[0.396]	[0.451]	[0.508]	[0.508]	[0.565]	[0.672]
R^2 ajustado	0.692	0.703	0.794	0.797	0.444	0.646
F	7.085	7.412	13.865	14.048	3.165	5.950
N.º de graus de liberdade	12	12	14	14	12	12

Quadro F.4 : Regressões com as variáveis Centro, 1976-1996

Variáveis Dependentes: Transferências, Consumo Público e Despesas Correntes

	Trf	Trf	G	G	DC	DC
Variáveis independentes	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96
Constante	-0.0072 (-0.517) [0.615]	-0.0158 (-1.255) [0.236]	0.0069 (0.821) [0.426]	0.0037 (0.4591) [0.654]	-0.0031 (-0.178) [0.862]	-0.0050 (-0.271) [0.791]
Variável dependente desfasada um período	0.6604 (4.704) [0.001]	0.7823 (6.605) [0.000]			0.3987 (1.711) [0.115]	0.4503 (2.000) [0.071]
Gap do PIB	0.2942 (1.285) [0.225]	0.6364 (2.751) [0.019]	0.8026 (6.046) [0.000]	0.8712 (5.763) [0.000]	0.2493 (0.719) [0.487]	0.5411 (1.462) [0.172]
Variação da taxa de inflação	-0.4880 (-2.262) [0.045]	-0.5995 (-3.128) [0.010]	-0.0168 (-0.154) [0.880]	-0.0422 (-0.412) [0.687]	-0.1212 (-0.503) [0.625]	-0.0966 (-0.404) [0.694]
Ciclo pré-eleitoral - PBC_1	0.0080 (0.504) [0.624]		-0.0011 (-0.133) [0.896]	-0.0017 (-0.203) [0.843]	-0.0061 (-0.303) [0.768]	-0.0138 (-0.698) [0.500]
$Centro_1$	-0.0952 (-3.571) [0.004]		-0.0067 (-0.430) [0.674]		-0.0393 (-1.081) [0.303]	
$Esquerda_1$	-0.0363 (-1.006) [0.336]		-0.0079 (-0.428) [0.676]		0.0322 (0.712) [0.491]	
$Centro_2$		-0.1525 (-4.413) [0.001]		-0.0230 (1.019) [0.327]		-0.0724 (-1.348) [0.205]
$Esquerda_2$		-0.0648 (-3.064) [0.011]		-0.0049 (-0.366) [0.721]		-0.0063 (-0.194) [0.849]
Coligações	0.0262 (1.202) [0.254]	0.0277 (1.572) [0.144]	0.0044 (0.346) [0.735]	0.0086 (0.756) [0.463]	0.0621 (1.812) [0.097]	0.0508 (1.645) [0.128]
Maioria relativa	0.0288 (1.419) [0.184]	0.0723 (3.530) [0.005]	-0.0148 (-1.257) [0.231]	-0.0082 (-0.606) [0.555]	-0.0389 (-1.359) [0.201]	0.0013 (0.040) [0.968]
Teste de Breusch-Godfrey - $\chi^2(1)$	0.016 [0.900]	0.550 [0.458]	0.434 [0.510]	1.346 [0.246]	0.394 [0.530]	0.647 [0.421]
R^2 ajustado	0.714	0.791	0.779	0.791	0.493	0.486
F	6.925	9.972	11.056	11.801	3.313	3.244
N.º de graus de liberdade	11	11	13	13	11	11

Quadro F.5 : Regressões com a variável variação da taxa de inflação pré-multiplicada pela *dummy*$_{86\text{-}96}$, 1976-1996.

Variáveis Dependentes: Transferências, Consumo Público e Despesas Correntes

	Trf	G	DC
Variáveis Independentes	OLS 76-96	OLS 76-96	OLS 76-96
Constante	-0.0069 (-0.526) [0.609]	0.0025 (0.381) [0.709]	0.0001 (0.005) [0.9969]
Variável dependente desfasada um período	0.7105 (5.482) [0.000]		0.3623 (1.347) [0.205]
Gap do produto	0.4486 (1.940) [0.078]	0.8879 (7.640) [0.000]	0.3574 (1.014) [0.332]
Variação da taxa de inflação	-0.3006 (-1.377) [0.196]	0.0768 (0.817) [0.429]	0.1245 (0.431) [0.675]
$Dummy_{86}$*Variação da taxa de inflação	-0.9351 (-1.906) [0.083]	-0.5883 (-2.390) [0.033]	-0.8450 (-1.051) [0.316]
Ciclo eleitoral - PBC_1	-0.0036 (-0.235) [0.819]	-0.0042 (-0.574) [0.576]	-0.0189 (-0.893) [0.391]
Esquerda	-0.0644 (-2.675) [0.022]	0.0024 (0.202) [0.843]	-0.0072 (-0.214) [0.834]
Coligações	0.0150 (0.811) [0.435]	0.0070 (0.768) [0.456]	0.0484 (1.505) [0.161]
Maioria relativa	0.0245 (1.250) [0.237]	-0.0240 (-2.388) [0.033]	-0.0405 (-1.251) [0.237]
Teste de Breusch-Godfrey - $\chi^2(1)$	4.118 [0.042]	1.727 [0.189]	0.183 [0.669]
R^2 ajustado	0.739	0.846	0.455
F	7.708	16.722	2.980
N.º de graus de liberdade	11	13	11