

O *crowding-out* em Portugal 1879-1910: uma análise exploratória**

0. INTRODUÇÃO

A pedra de toque da política regeneradora dos «melhoramentos materiais» era a confiança na capacidade do investimento público em promover uma expansão económica interna tal que proporcionasse, a prazo, a necessária amortização da dívida pública entretanto contraída para financiar este esforço desenvolvimentista. Reconhecendo-se que o mercado de capitais interno não dispunha dos recursos suficientes, aceitava-se a inevitabilidade do financiamento externo. Tanto mais que os capitais internos não deveriam ser desviados da tarefa de acumulação interna.

A realidade acabou por se revelar bem diversa, quer porque a dívida interna (o indicador escolhido para o desvio de capitais internos) não deixará de crescer a um ritmo, pelo menos, tão elevado quanto a dívida externa, quer sobretudo porque os resultados desta política ficaram manifestamente aquém do esperado. É nosso intento argumentar que este desfazamento entre o desejado e o realizado a propósito das finanças públicas pode constituir mais uma achega para o debate actual em torno das causas do «atraso económico» do Portugal de Oitocentos.

Como se depreende do título, o objectivo deste trabalho foi testar, de forma quantitativa, se o referido esforço financeiro do Estado regenerador

* Faculdade de Economia do Porto.

** O autor deseja agradecer os comentários e sugestões que, em fases diversas deste trabalho, recebeu de Maria de Fátima Brandão, Manuel Mendes de Oliveira, Luís Delfim Santos, dos participantes no XVII Encontro da Associação Portuguesa de História Económica e Social e de dois comentadores anónimos. Um agradecimento especial é ainda devido a Pedro Cosme, pelo auxílio na elaboração dos procedimentos descritos no anexo n.º 3. Como é óbvio, quaisquer incorrecções ou falhas remanescentes são da exclusiva responsabilidade do autor.

não teria ele próprio contribuído para aquele atraso mediante o *crowding-out* dos capitais privados, desviados de aplicações directamente produtivas pela elevada rentabilidade e pelo baixo risco oferecidos pela dívida pública. Em concreto, procurou-se testar a existência de uma relação positiva entre uma variável representativa da taxa de juro nominal interna (tomada como custo do capital) e a variação real da dívida pública interna.

Com a crise da década de 1890 este modelo de gestão financeira e de intervenção económica terá de ceder lugar a um padrão mais clássico de finanças públicas, em virtude da má situação financeira do Estado acumulada nas três décadas anteriores.

Em consequência, faria mais sentido testar a associação entre o endividamento público e o *crowding-out* para o período balizado entre 1851 e 1890. Era, de resto, essa a intenção original deste trabalho, a que acrescia o propósito (pelas razões explicitadas) de testar uma alteração de estrutura com a crise de 1891-1892.

Contudo, a indisponibilidade, até ao momento, de dados quanto a uma das séries essenciais para o período anterior a 1879 ainda não o permitiu.

Posto isto, o texto divide-se em cinco partes.

Uma primeira, de enquadramento teórico e histórico. Pela parte teórica faz-se uma breve excursão pela evolução do conceito de *crowding-out*. Já o enquadramento histórico apresenta uma breve introdução à historiografia do «atraso económico» do Portugal de Oitocentos.

Numa segunda parte, ensaia-se uma revisão de alguma literatura anglo-saxónica referente a uma questão similar, a saber, a tese do *crowding-out* aplicada ao período 1760-1820 à economia britânica. Será a partir desta literatura que se derivará, pelas razões e com os reparos apontados, o modelo a estimar para o caso português.

A terceira parte pretende precisar as opções tomadas quanto à escolha (e no caso da taxa de juro, construção) das séries empregues para a estimação, assim como as respectivas fontes.

Os resultados e o respectivo comentário preenchem a quarta parte e o texto encerra com uma conclusão para recapitulação dos principais resultados.

1. ENQUADRAMENTO

1.1. ENQUADRAMENTO TEÓRICO DO *CROWDING-OUT*

Genericamente, a expressão *crowding-out* está associada a todos os inconvenientes de uma política fiscal mobilizada para afectar o produto da economia. Inicialmente discutida em termos do impacto sobre o investimento, reconhecem-se actualmente vários canais pelos quais a política orçamen-

tal expansionista pode acabar por surtir efeitos diminutos ou até negativos sobre o produto.

A visão tradicional do *crowding-out* assumia, implicitamente, uma situação de subemprego e rigidez de preços. Neste contexto, o endividamento público para financiar o *deficit* orçamental entraria em concorrência com os empreendimentos privados no mercado de capitais, sendo o resultado uma elevação da taxa de juro, que, sob certas condições, deprimiria o fluxo de investimento privado. Daí falar-se de *crowding-out* da despesa privada pela despesa pública. Tal implicava que a eficácia da política fiscal estava dependente da elevação da taxa de juro que provocasse e da elasticidade-juro da despesa privada, em particular do investimento.

A acomodação monetária do *deficit* orçamental, que configura uma política duplamente expansionista, surgia como alternativa para se manterem os efeitos positivos da expansão orçamental sem elevar a taxa de juro.

No limite, neste modelo estático e sem qualquer consideração da formação de expectativas era concebível um multiplicador fiscal nulo, se não negativo.

Este resultado não seria transponível para uma pequena economia aberta, com perfeita mobilidade de capitais com o exterior e com flexibilidade cambial. Em tal situação, porque a taxa de juro estaria alinhada pela internacional, a expansão fiscal conduziria a uma apreciação cambial e a despesa privada deslocada pelo *crowding-out* seria externa, e não interna, como na versão de economia fechada.

Com a consideração de efeitos dinâmicos o sentido do argumento complica-se. Por um lado, com a acumulação de dívida pública, a riqueza e a despesa dos particulares elevam-se, ampliando (e não deprimindo) a eficácia da política fiscal. Por outro lado, se os preços também puderem acelerar, tal efeito já não é líquido.

Caso a economia já se encontrasse em pleno emprego, e se a oferta de trabalho fosse inelástica, a expansão fiscal apenas se reflectiria sobre os preços e a taxa de juro. Quando muito, com uma oferta de trabalho elástica, poder-se-ia ter uma elevação transitória do produto e do emprego. Contudo, a prazo, a contracção do investimento pela subida da taxa de juro conduziria a uma menor acumulação de capital e oferta agregada.

Se os detentores de títulos da dívida pública encararem a política fiscal como insustentável, poderão passar a antecipar a insolvência do Estado, com o que pretenderão ser compensados através de um prémio de risco. O que, acelerando os *deficits* através do serviço da dívida, ainda agravaria mais a situação. Se não anteciparem a insolvência, mas a monetarização do *deficit*, seria lógico que também passassem a exigir um prémio inflacionário, desta feita sobre toda a dívida, pública e privada.

Outro género de expectativas pode ainda ter lugar. Caso os agentes antecipem, mesmo antes da implementação de uma expansão fiscal, a eleva-

ção futura dos *deficits* (e, com ela, a da taxa de juro e a apreciação cambial), isso poderá determinar uma subida imediata das taxas de juro de longo prazo e uma apreciação cambial. O que pode conduzir a uma recessão pela contracção da procura agregada. Este impacto negativo será, contudo, quando muito, transitório, apenas durando até que a política entre efectivamente em execução.

De entre a variedade de hipóteses aventadas, é possível fazer ressaltar algumas características comuns, a saber:

- Que uma expansão fiscal é capaz de deslocar parcialmente alguns componentes da despesa privada;
- Que afecta a acumulação de capital e o produto adversamente em situação de pleno emprego;
- Que uma política insustentável pode levar a crises de confiança.

Uma abordagem substancialmente diferente interroga-se se a política fiscal é sequer capaz de afectar a despesa privada. Para tal vai restaurar a tese da «equivalência ricardiana», que, basicamente, argumentava que, na ausência de ilusão monetária dos detentores de títulos da dívida pública, não existiria qualquer diferença entre a detenção de dívida ou o pagamento de impostos. Conclusão que assenta na evidência de que os detentores da dívida acabam, mais tarde ou mais cedo, por ter de pagá-la e ao seu serviço através dos impostos que o Estado venha a lançar para o efeito. De tal forma, os agentes privados não deveriam interpretar os títulos representativos de dívida como parte da sua riqueza, mas simplesmente como uma antecipação dos impostos futuros. E então o aumento do dispêndio público, financiado pela emissão de dívida, não surtiria qualquer efeito positivo sobre a despesa global da economia porque os agentes racionais reduziram a sua despesa pelo montante do acréscimo da dívida pública, neutralizando a expansão fiscal.

Esta abordagem, recuperada por Robert Barro, assenta, contudo, em dois pressupostos algo fortes: como referido, que não há ilusão monetária e que os impostos são distribuídos igualmente entre todos os contribuintes, de modo que ninguém (em particular os detentores de dívida) deles possa eximir-se¹. Ora uma estrutura fiscal frequentemente regressiva determina que, não raro, os agentes que detêm a dívida não são os mesmos que a pagam. E a «ilusão monetária» não seria então ilusória.

1.2. ENQUADRAMENTO HISTÓRICO: DAS CAUSAS DO ATRASO ECONÓMICO PORTUGUÊS

Uma vez conseguida a pacificação política do país, a Regeneração adoptará um programa político e financeiro que, em nome do progresso, se dis-

punha a aceitar uma atitude mais interventora do Estado na economia, por comparação com o padrão das finanças públicas clássicas então em voga. Em torno deste projecto irá cimentar-se uma união ideológica (contrastante com a primeira metade do século) que reunirá os cartistas moderados, a *ala branca* do setembrismo e até os setembristas radicais, adeptos de tendências *socializantes*, como José Estêvão ou Lopes de Mendonça². O último desempenhará mesmo uma activa acção de propaganda da nova Regeneração nacional. Escrevia em 1856 que:

Na região puramente financeira, o propósito de qualquer estadista é aproximar o orçamento do Estado do orçamento *normal*, isto é, do orçamento que apresenta em equilíbrio a receita e a despesa e cujo exercício possa liquidar-se sem *deficit*. É evidente ser este o meio mais eficaz de promover o crédito público [...] Mas os Estados não precisam do crédito apenas para a satisfação moral de saberem que são altamente considerados nas praças do mundo e que os capitais lhes prestam uma profunda estima [...] É de simples intuição que a aplicação oportuna de capitais à produção da riqueza pública eleva a média da prosperidade geral e, como inevitável consequência, se reflecte no crescimento das receitas do Estado [Mendonça, 1856, pp. 12-13].

Subjacente a esta política, intitulada de «melhoramentos materiais», estava uma atitude fundamentalmente optimista, segundo a qual a consecução das indispensáveis reformas institucionais (entre elas a adopção do padrão-ouro em 1854, do sistema métrico decimal em 1857 e a abolição dos morgadios em 1863) e a construção de infra-estruturas constituiriam os pré-requisitos para o crescimento económico acelerado.

Os vultosos investimentos que seriam necessários exigiam a participação do Estado, o que colocava em perigo o equilíbrio corrente das contas públicas. Não obstante, e numa nova manifestação de optimismo, visava-se um equilíbrio de longo prazo. Ou seja, acreditava-se que a expansão económica proporcionaria um aumento das receitas públicas, que, combinado com a redução do investimento público em etapas mais avançadas dessa expansão, permitiria amortizar a dívida e reequilibrar o orçamento.

Como a vigência de um sistema de padrão-ouro impedia o recurso à monetarização do *deficit* público, o Estado ter-se-ia de voltar para a colocação de dívida no mercado. Nesse aspecto, a Regeneração irá distinguir-se da

² Cabral (1976), pp. 175-179, chama a atenção para o paralelo entre o fontismo e a ideologia são-simoniana do segundo império francês, pois em ambos os casos se preconizava a aliança entre uma ideologia socialista e processos capitalistas em ordem ao progresso material. Esta associação já havia, de resto, sido notada pelos contemporâneos, como Oliveira Martins (1996 [1881], II, pp. 268-269) e Anselmo de Andrade (1997 [1911], p. 191).

política cabralista dos «interesses materiais» ao reconhecer que o mercado de capitais interno não dispunha dos recursos suficientes para tal e que, portanto, o recurso ao financiamento externo seria inevitável. Oliveira Martins comentava assim, em 1881, no *Portugal Contemporâneo*:

O Tesouro, com as rendas anualmente distribuídas, era uma função normal do Estado, cuja dívida adquiria um carácter social, perdendo a natureza comum às dívidas particulares. Por outro lado, que melhor modo de desenvolver a riqueza do país do que derramar sobre ele uma chuva de ouro estrangeiro? Custaria caro? Muito? Seria nada: os réditos do Tesouro cresceriam numa progressão superior à progressão dos encargos da dívida [Martins, 1996 (1881), II, p. 251].

Mas a realidade será bem diversa. Segundo dados de Mata (1993), para um crescimento anual médio, no período 1851-1890, de 3,6%, quer das receitas, quer das despesas públicas, a dívida progrediu a um ritmo anual de 4,8%. Tal progressão tem sido interpretada como índice da ineficiência da gestão dos recursos públicos. Para além de boa parte da variação da dívida se dever às perdas decorrentes da sua emissão a desconto (tal como no caso inglês), há ainda um hiato significativo entre o total acumulado do investimento público neste período, cerca de 104 000 contos, e a variação da dívida, cerca de 277 000 contos. A diferença é naturalmente preenchida pelas despesas públicas correntes.

As explicações para o insucesso do modelo regenerador das finanças públicas são várias. Desde logo, os frágeis equilíbrios políticos internos, que dificultaram as necessárias reformas fiscais e impediram que o crescimento económico fosse acompanhado de um aumento suficiente das receitas fiscais. O que, conjugado com a elevada taxa de juro (e, portanto, desconto) que a desconfiança dos credores obrigava a suportar, irá conduzir a uma espiral de endividamento insustentável, pelo seu peso nas contas públicas. Confirmam-se os valores do quadro n.º 1.

Portugal — alguns indicadores macroeconómicos

[QUADRO N.º 1]

Período	Taxa de crescimento média por ano do M1 (em percentagem)	Saldos orçamentais	Impostos indirectos nas receitas fiscais (em percentagem)	Encargos da dívida na Despesa Pública (em percentagem)
1851-1859	0,93	– 2,539	76,19	–
1860-1888	3,63	– 7,065	74,52	40,93

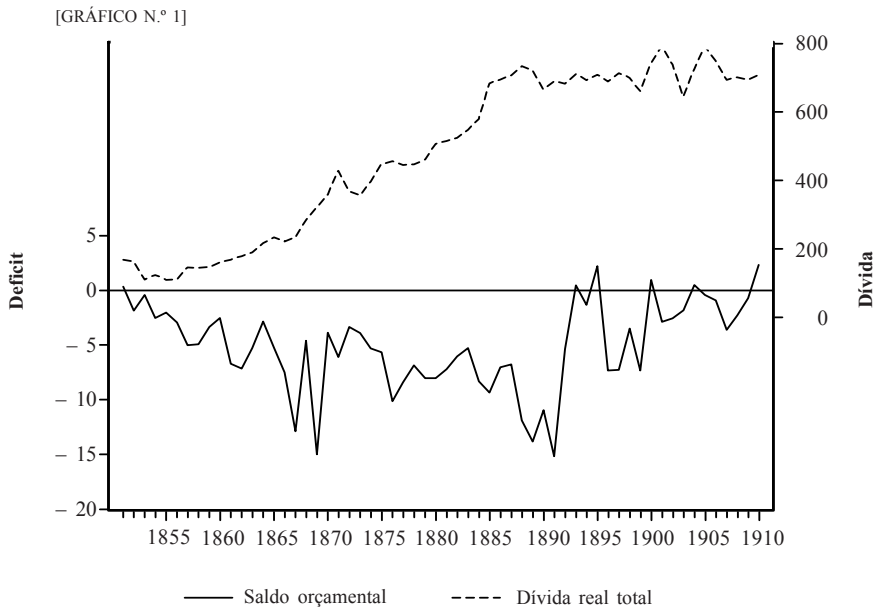
Saldos: valores médios em milhares de contos de réis.

Fontes: Mata (1993), pp. 86, 131 e 175, e Reis (1990), p. 3.

O golpe de misericórdia será dado pela crise da década de 1890, para que se conjugaram uma série de perturbações adversas. A nível político, com a questão do *Ultimatum* e a revolta republicana do 31 de Janeiro de 1891, no Porto. A nível financeiro, culminando com a bancarrota (parcial) de 1892, para que contribuíram a tendência estrutural para o desequilíbrio orçamental e alguns problemas conjunturais, mormente a falência da firma londrina *Baring Brothers* e a redução das remessas dos emigrantes portugueses no Brasil. Enfim, a nível comercial, na sequência da deterioração dos nossos termos de troca, já desde a década de 1880. E que seria o resultado da incapacidade das exportações em acompanhar as necessidades da indústria em termos de importações.

Daí em diante e até ao fim da monarquia, ensaiar-se-á um retorno ao padrão clássico das finanças públicas, pautado por uma desaceleração do esforço de investimento público e pela redução dos *deficits* orçamentais. Isso mesmo se constata do quadro n.º 1 e do gráfico n.º 1.

Evolução das contas públicas e da Dívida real para os anos económicos de 1851-2 a 1910-11 (milhares de contos a preços de 1914).



Fonte: Mata (1993), p. 256.

Ao avaliarem, por sua vez, o sucesso do modelo económico regenerador, Mata, Nunes e Valério (1989) concluem ter sido a resposta económica bas-

tante positiva. Com efeito, entre as quase estagnações dos períodos 1833-1859 e 1890-1914, as décadas de 60 a 80 primam por um ritmo de crescimento elevado, mesmo para os padrões europeus (cf. quadro n.º 2). Em tal resultado terão pesado, para além do esforço de investimento público, as reformas institucionais, os estímulos da procura externa e ainda a estabilidade monetária com o padrão-ouro.

Contudo, no cômputo global, este período de aceleração do crescimento não terá sido suficiente para compensar os dois outros de estagnação. De modo que a evolução económica portuguesa até às décadas de 20-30 do nosso século é normalmente referida como o período do «atraso económico português» não apenas contra os países líderes do processo de desenvolvimento, mas também face à própria média europeia. Os dados do rendimento *per capita* apontam nesse sentido.

Crescimento económico e comparações internacionais

[QUADRO N.º 2]

Período	Taxa de crescimento real PIB (em percentagem)	Período	Taxa de crescimento PIB <i>per capita</i> (em percentagem)	Ano	PIB <i>per capita</i> português na média europeia (\$ US de 1960) (em percentagem)
1833-1859	- 0,2	1830-1860	(a) - 0,2	1830	(b) 69,58
1860-1888	+ 2,8	1860-1890	+ 2	1860	51,29
1889-1913	+ 0,9	1890-1913	0	1890	73,71
				1913	53,18

(a) 1853-1860.

(b) 1835.

Fonte: Mata, Nunes e Valério (1989), pp. 297 e 306.

Num artigo em que se pretende reflectir sobre as causas deste «atraso», Reis (1984) enumera as três teses tradicionais para o explicar, a saber, a dependência externa, a estrutura fundiária e as estruturas sociais e mentais retrógradas.

A tese da dependência externa parte, como sabido, da especialização na produção de bens primários para exportação, implicando uma dependência de mercados externos (nomeadamente o britânico) que, adicionada a uma política aduaneira relativamente liberal, se teria traduzido na elevada propensão à importação de manufacturas estrangeiras. O que também contribuiria para retardar um arranque industrial sustentado.

Além das críticas do próprio J. Reis, Mata, Nunes e Valério notam que «os períodos de maior integração na economia mundial foram períodos de maior crescimento» (1989, p. 306). Ora, com a crise de 1891-1892 houve

uma inversão proteccionista da política comercial e nem por isso o produto respondeu, antes pelo contrário.

Já a estrutura fundiária inadequada herdada do Antigo Regime, sob a forma de um excessivo fraccionamento da propriedade a norte, de uma sua excessiva concentração a sul e de condições sócio-económicas adversas, seria responsável pelos fracos rendimentos e pela fraca modernização técnica. Problemas por de mais significativos numa economia ainda predominantemente agrícola.

Por fim, o argumento das estruturas sociais e mentais avessas às transformações necessárias ao nível da agricultura, indústria e transportes. Este argumento foi avançado, entre outros, por Godinho (1977, pp. 141-163), com as suas «três impossibilidades do século XIX português»: a impossível industrialização, a impossível sociedade burguesa e uma cultura (a burguesa) sem eficácia social. Jaime Reis resume-o da seguinte forma: «[...] a burguesia portuguesa dividida, fraca e indecisa, era incapaz de se libertar das atitudes e comportamentos anacrónicos adquiridos junto da aristocracia tradicional, sua mentora. Em consequência, escasseavam os talentos de empresários verdadeiramente empreendedores e modernizantes, sobretudo na actividade industrial, e o capital fluía para a compra de terrenos e de títulos, ou de nobreza, ou da dívida pública» (1984, p. 10).

Jaime Reis tece igualmente algumas críticas a esta abordagem, mormente porque envolve o risco de um raciocínio circular, na medida em que não é claro, *a priori*, se o atraso é o resultado de forças e espíritos retrógrados, se o contrário.

Não obstante, parece haver igualmente espaço para se racionalizar esta falta de canalização dos capitais para o investimento produtivo sem recorrer a apreciações a propósito do carácter das mentalidades coevas. Do ponto de vista da racionalidade económica, a elevada taxa de juro então oferecida pelos fundos públicos e o seu risco (presumivelmente) menor, por comparação com as ofertas de investimento privado, não deixariam de constituir um forte argumento a favor do desvio de capitais privados para aplicação em dívida pública. Portanto para o *crowding-out*.

A este propósito, V. Quaresma associa a instabilidade do sistema bancário «[...] às dificuldades financeiras do Estado, as quais encarecem o crédito e facilitam a sua aplicação improdutiva e especulativa» (1988, p. 66). Algo de idêntico, num contexto diferente, pode inferir-se do estudo que Pedro Lains dedica à *Caixa Económica Portuguesa*, onde afirma que o problema desta classe de bancos «[...] não era tanto o da atracção de depósitos, como mencionado, mas de encontrar uma maneira de os investir lucrativamente. A dívida pública era a maneira mais segura de investir os fundos dos bancos de poupança por causa do menor risco» (1995, p. 331). No caso da *Caixa Económica Portuguesa*, em 1890, 80% do seu investimento encontravam-se aplicados dessa forma.

Os contemporâneos surgem igualmente cónscios do problema. Desde meados do século XIX até ao início do seguinte a referência ao desvio de

capitais e à elevação da taxa de juro interna em consequência do financiamento do *deficit* público torna-se uma ideia tópica do debate político e económico português. Contudo, não raro, a questão apenas era abordada pelo lado do impacto da dívida flutuante³. No relatório do ministro da Fazenda (Fontes Pereira de Melo) de 1867 podia ler-se

A concorrência inevitável do Tesouro no nosso pequeno mercado de capitais é fatal para o comércio e para as indústrias e o direito de reclamar, de três em três meses, geralmente falando, a importância das letras vencidas pode criar apuros e dificuldades que sejam impossíveis de superar ou que obriguem o país a enormes sacrifícios para sustentar o crédito.

Contudo, qualquer tentativa de estimar um modelo recorrendo aos dados desta classe de dívida estava condenada à partida pela extrema dificuldade em obter dados quanto à sua remuneração.

O propósito deste trabalho passa então por esta interrogação: teria o endividamento público cumulativo acabado por incentivar o comportamento pouco empreendedor por parte dos potenciais investidores? Seja porque enquadrando-se nas expectativas de uma «burguesia» de pendor anacrónico, seja porque justificando, do ponto de vista da racionalidade económica, tal desvio de capitais das actividades directamente produtivas.

Tal como nos artigos de Heim e Mirowski e de Black e Gilmore, a indisponibilidade das estatísticas relevantes (e, por maioria de razão, para uma economia muito menos estudada do que a inglesa) determinará que nos resumamos ao teste da primeira etapa em que o primeiro par de autores decompõe o argumento do *crowding-out*.

Cumpre, entretanto, notar a presença de algumas das circunstâncias históricas na economia portuguesa deste período que poderiam funcionar como atenuantes do *crowding-out*.

A primeira delas é a inexistência de um mercado de capitais unificado à escala nacional e capaz de transferir fundos de aforradores para aplicações alternativas conforme as condições de um taxa de juro influenciada em parte pelo endividamento público. Conforme escrevia Anselmo de Andrade ainda em 1923: «Em todo o país são grandes as diferenças do juro não só de distrito para distrito, mas também de concelho para concelho e até dentro do mesmo concelho» (1923, p. 142)⁴.

³ A dívida flutuante era uma forma de dívida a curto prazo (menos de um ano) que tanto podia ser titulada — bilhetes do Tesouro — como expressa em contas correntes ou suprimentos negociados junto de instituições de crédito nacionais ou estrangeiras.

⁴ Heim e Mirowski (1987) também se referem à possibilidade de os capitais empregues na indústria e os aplicados na dívida pública constituírem dois *pools* financeiros sem grande comunicação entre si. De modo que, em particular, a poupança oriunda da classe empresarial seria pouco sensível às flutuações da remuneração dos fundos públicos.

Outra circunstância tem que ver com a substancial colocação de dívida no exterior. O recurso prioritário ao financiamento externo era, como visto, um dos princípios básicos da concretização da política de «melhoramentos materiais». Desta forma, e talvez ainda mais do que no caso britânico, a assunção de uma economia fechada era totalmente irrealista. A forma ideal de despistar este enviesamento seria isolar a proporção de dívida (interna ou externa) detida por investidores residentes. Contudo, não foi possível obter em tempo útil quaisquer dados que discriminassem a dívida externa pela origem dos detentores, o que obrigou à consideração apenas dos dados da dívida pública interna para efeito do teste do *crowding-out*. Embora este procedimento seja, obviamente, criticável, parece-nos mais aceitável do que incluir na regressão os valores totais da dívida, interna e externa.

Por fim, há ainda a considerar a possibilidade de um *crowding-in*, e não de um *crowding-out*, da despesa privada. Perante as conclusões de Mata, Nunes e Valério (1989), parece razoável admitir que, por maiores que tenham sido os desperdícios na aplicação dos recursos públicos, a política de «melhoramentos materiais» ter-se-á reflectido positivamente no crescimento económico da segunda metade do século XIX. Dito de outra forma: o *crowding-out* não terá sido total.

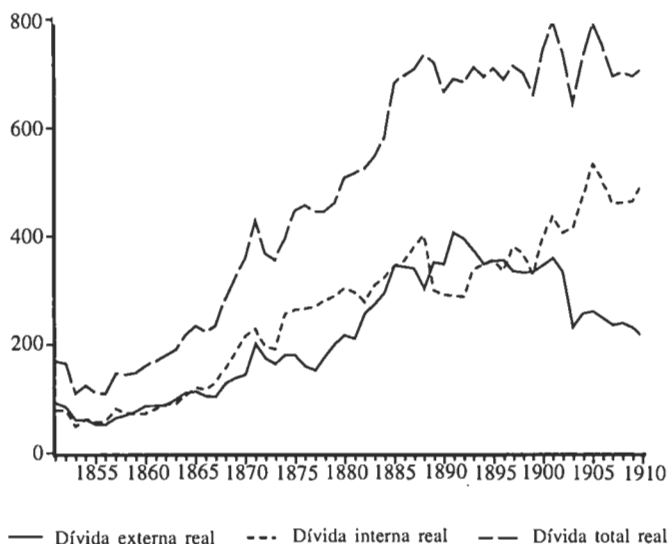
Pelo contrário, uma circunstância não inibidora do *crowding-out*, mas que pode tê-lo acentuado, era a estrutura fiscal fortemente regressiva deste período. Como ressalta do quadro n.º 1, as receitas fiscais eram então dominadas pela tributação indirecta (aduaneira e indirecta propriamente dita). O que parece justificar o afastamento, neste contexto, da equivalência ricardiana, nos termos em que foi citada em 1.1.

Para terminar, um comentário ao período seleccionado. Como referido na introdução, o intuito inicial deste trabalho era o de abarcar todo o período regenerador e testar uma alteração de estrutura com a crise da década de 1890. A justificação para tal parece óbvia se se atentar no gráfico n.º 1, pois, a partir daquela data, o *trend* ascendente da dívida é sustido, enquanto as contas públicas se tornam menos deficitárias. Não obstante, repartindo a evolução da dívida total nas suas componentes interna e externa, o que é feito no gráfico n.º 2, pode constatar-se que, do ponto de vista da dívida interna (aquela que nos interessa), a referida estagnação do crescimento apenas é válida para o período 1889-1899.

A partir daí, a incapacidade do Estado em mobilizar, como até à crise, substanciais fundos externos faz com que a dinâmica da dívida total passe a recair sobre a sua componente interna. Componente esta que na primeira década do nosso século retoma a anterior tendência ascendente. Por seu turno, a dívida externa, sobretudo após a sua segunda conversão em 1903, não tornará a recuperar os seus níveis anteriores até ao final do período considerado.

Repartição da evolução da dívida real para os anos económicos de 1851-1852 a 1910-1911 (milhares de contos a preços de 1914)

[GRÁFICO N.º 2]



Fonte: Valores de Mata (1993), p. 258, deflacionados pelo índice de Mata, Nunes e Valério (1989), pp. 321-322.

Mau-grado esta observação, os dez anos de interrupção do crescimento da dívida interna não deixarão por certo de ter reflexos sobre a qualidade do ajustamento da hipótese do *crowding-out*. Quer pela perturbação da eventual relação positiva dívida-taxa de juro, quer pela dimensão da amostra que assim implicou. A alternativa de prolongar o período de análise não faria também grande sentido por corresponder a integrar um período caracterizado por um modelo económico e financeiro consideravelmente diferente dos anteriores (para não falar da anomalia das perturbações da primeira guerra mundial).

Não obstante, a indisponibilidade de estatísticas publicadas da taxa de juro para os anos anteriores a 1879 obrigou-nos a esta solução de compromisso.

2. O MODELO

2.1. MODELO DA LITERATURA

584 A propósito da primeira revolução industrial inglesa (delimitada pela segunda metade do século XVIII e pelas duas primeiras décadas do século

XIX), surgiu um debate em torno da evidência empírica pouco favorável às consequências tradicionalmente associadas ao conceito de revolução industrial. Por um lado, o crescimento económico britânico é tão lento antes de 1820 que até levou alguns autores a duvidarem da datação da revolução industrial. Com efeito, um crescimento médio do rendimento *per capita* de 0,33% por ano compara pouco favoravelmente quer com outros países ocidentais no seu arranque industrial, quer com o actual Terceiro Mundo, que, mesmo durante os anos difíceis da década de 70 conseguiu crescer à média de 3,2% por ano. Por outro lado, as taxas de poupança na Grã-Bretanha deste período revelam-se também anormalmente baixas, por comparação com as mesmas referências.

É a partir destas constatações que Williamson (1984) avança uma explicação alternativa para este paradoxo:

Why was British growth so slow in the six decades before the 1820's? One answer might be that the conventional dating of industrial revolution is simply wrong. Another answer, however, is more plausible: that Britain tried to do two things at once — industrialise and fight expensive wars, and she simply did not have the resources to do both. [1984, p. 689].

Em consequência, a contribuição da acumulação (intensiva e extensiva) de capital teria sido diminuta, o que constituiria outra particularidade da revolução industrial inglesa, posto que nas restantes experiências de industrialização a ordem das contribuições para o crescimento económico teria sido precisamente a contrária.

Ora este resultado anómalo, argumenta Williamson, dever-se-ia ao impacto negativo do financiamento da guerra sobre a poupança e, portanto, sobre o investimento privado.

Heim e Mirowski (1987) irão criticar a tese de Williamson a partir de uma reapresentação da evidência empírica e de uma discussão teórica a propósito da consistência da visão tradicional do *crowding-out*, quer nas circunstâncias históricas da economia inglesa, quer ao nível da própria teoria económica «pura».

Em termos empíricos, a falta de dados das contas nacionais, nomeadamente sobre o rendimento e a poupança, levou estes autores a decomporem o argumento do *crowding-out* em duas etapas, a saber:

- Em que medida o endividamento público contribui para o encarecimento do crédito, medido pela progressão da taxa de juro;
- Em que medida essas condições mais difíceis de acesso ao crédito por parte dos potenciais empreendedores se reflectem negativamente sobre o investimento produtivo.

O seu teste empírico incidirá apenas sobre a primeira e consistirá em regressões simples do tipo

$$RY_t = a_0 + a_1 RGB_t \quad (1)$$

em que RY é a rentabilidade (*yield*) real da dívida pública e RGB as receitas reais do endividamento público. A confirmação da tese do *crowding-out* nesta primeira etapa passaria então por coeficientes a_1 positivos e estatisticamente significativos.

Heim e Mirowski centram a sua discussão empírica na medida do endividamento real. Enquanto Williamson tinha empregue os dados da variação real da dívida, Heim e Mirowski não os consideram adequados porque podiam conduzir a um «enviesamento de simultaneidade». Ou seja: a prática coeva de emitir os títulos a desconto fazia com que não houvesse uma relação directa entre a evolução da dívida pública e a transferência efectiva de fundos para o Estado (a medida relevante para o teste do *crowding-out*)⁵. Esta prática seria responsável, segundo os autores, por uma relação positiva, apenas aparente, entre a dívida pública e a taxa de juro. Na verdade, se esta última aumentasse por alguma razão, o Estado teria de colocar um maior montante de dívida para, vendendo-a a um maior desconto, conseguir obter os mesmos fundos. E então a taxa de juro viria positivamente correlacionada com a variação da dívida, mas não com as receitas efectivas do endividamento.

Isto mesmo pretenderam Heim e Mirowski verificar com as regressões que correram, em que, precisamente, o coeficiente a_1 só é estatisticamente significativo quando RGB é medido pela variação da dívida real, e não quando se usa a série das rendas efectivas do endividamento. Estes dois autores concluíam então que a tese do *crowding-out* carecia de apoio empírico logo na sua primeira etapa.

O debate prosseguirá pela mão do próprio Williamson (1987), que criticará, por seu turno, a forma como Heim e Mirowski conduziram o seu teste empírico. É que, estimar uma equação do tipo (1) corresponde a assumir (como os próprios autores o explicitam) que os agentes conseguem prever exactamente a inflação. Com efeito, se se partir da equação

$$NY_t - a_2 PP_t^e = a_0 + a_1 RGB_t \quad (2)$$

em que NY_t é a rentabilidade nominal da dívida e PP_t^e a inflação esperada, apenas se $a_2 = 1$ e PP_t^e corresponder à inflação observada *ex post* se obtém a equação de Heim e Mirowski.

⁵ As complexas operações de conversão da dívida complicavam ainda mais esta relação, porque nem sempre era possível apreender o seu alcance.

Caberá a dois outros autores, Black e Gilmore (1990), testar esta hipótese de formação das expectativas e de, rejeitando-a, proporem novo teste empírico cujos resultados lhes permitam recuperar o argumento original de Williamson. O teste é efectuado simplesmente pelo ajustamento da equação

$$NY_t = a_0 + a_1 RGB_t + a_2 PP_t^e \quad (3)$$

donde concluem que a_2 tendia a estar mais próximo de zero do que de um, em valor absoluto.

Assim sendo, tiveram de repensar o modelo de formação das expectativas inflacionárias, considerando em alternativa dois esquemas, um de expectativas adaptativas e outro de expectativas racionais. Para além da imperfeita formulação das expectativas, Black e Gilmore chamam ainda a atenção para duas outras limitações do estudo de Heim e Mirowski:

- O facto de assumirem que o financiamento público tinha apenas um efeito concomitante sobre a taxa de juro, não admitindo quaisquer desfasamentos;
- A exclusão de quaisquer outras variáveis explicativas, que não a dívida, o que, traduzindo-se numa incorrecta especificação do modelo (por eventual omissão de variáveis relevantes), podia estar na origem dos fortes indícios de autocorrelação positiva presentes nas equações do teste das expectativas perfeitas.

Para lidar com estas questões, Black e Gilmore propuseram um modelo uniequacional de regressão linear múltipla da forma:

$$NY_t = a_0 + \sum_{i=1}^m b_i NY_{t-i} + \sum_{j=0}^n c_j RNRB_{t-j} + \sum_{k=1}^q d_k PM_{t-j} + e PP_t^e + u_t \quad (4)$$

em que PM é a taxa de crescimento da oferta de moeda e $RNRB$ as *real net receipts from borrowing*.

A estimação irá permitir-lhes concluir pela existência de uma relação positiva, mas não contemporânea, entre o endividamento público e a taxa de juro. Mais precisamente: os resultados apontariam para a existência de um desfasamento de dois anos. Observam também que a taxa de juro não parecia incluir muita informação acerca das expectativas de inflação, já que os respectivos coeficientes tinham sempre estimativas de valores muito próximos de zero⁶.

⁶ Tendo concluído em sentido contrário ao de Heim e Mirowski quanto à primeira etapa do argumento do *crowding-out*, Black e Gilmore procedem ainda a uma revisão dos argumentos de Heim e Mirowski acerca da segunda etapa no quadro da revolução industrial inglesa.

Para a *NY*, tal como Heim e Mirowski, recorreram a dois indicadores. Por um lado, a *nominal consol yield* (NCY), ou seja, a taxa de juro das *consols* britânicas, que são perpetuidades que não dão direito a amortização e que, por isso, reflectiriam sobretudo as condições de financiamento de longo prazo⁷. Por outro lado, e para não subsumirem todas as taxas de juro públicas e privadas de curto e de longo prazo a este indicador, os autores calcularam a rentabilidade de títulos semiprivados da Companhia das Índias Orientais que, porque emitidos com uma maturidade de seis meses e sendo muito líquidos, serviriam para representar as condições do mercado de títulos privados de curto prazo.

Por sua vez, para as *RNRB*, idênticas às *RGB* de Heim e Mirowski, recorrem aos encaixes reais efectivos do governo britânico, e não à variação real da dívida.

Enfim, a *PM* é representada pela taxa de crescimento do *stock* de notas do Banco de Inglaterra.

Quanto às expectativas de inflação, Black e Gilmore ensaiam dois esquemas para a sua formação, um de expectativas adaptativas e outro de expectativas racionais.

2.2. MODELO PROPOSTO

O modelo a estimar neste trabalho veio a ser condicionado por uma questão empírica e que tem a ver com os dados da dívida pública a que se teve acesso. Como já desenvolvido, o emprego da série da variação real da dívida, em vez das receitas reais do endividamento, pode dar origem a um «enviesamento de simultaneidade». No entanto, e pelas razões que vêm expressas em 3.1, não pudemos ter acesso à segunda das séries, pelo que a regressão da taxa de juro nominal na variação real da dívida, sem mais, correria o risco da referida simultaneidade.

De forma a tentar despistar este risco, ou pelo menos evidenciá-lo, optou-se por estimar uma outra equação, em simultâneo, em que a variável explicada fosse a variação real da dívida e uma das exógenas fosse, precisamente, a taxa de juro. De forma a poder indagar-se do aludido «enviesamento», traduzido numa relação positiva entre as duas variáveis, comece-se por atentar na notação empregue nesta secção:

BP = taxa de crescimento da emissão fiduciária

D(DR) = dívida pública interna nominal (real)

⁷ Além disso, já Heim e Mirowski (1987), p. 118, tinham referido o testemunho de vários autores da época, segundo os quais esta taxa de juro representava uma vasta colecção de outras taxas de juro.

EPD	= expectativas de variação da inflação
I	= taxa de juro interna
ICV	= índice do custo de vida
IER	= taxa de juro externa corrigida pela variação da taxa de câmbio (VE)
P	= taxa de inflação
SAL	= saldo das contas públicas
VRD	= variação real da dívida pública
u, v, w	= termos de perturbação aleatória com «espectro branco»

Nota.— As variáveis terminadas em D correspondem às primeiras diferenças das variáveis originais. Por exemplo, ID é a variação da taxa de juro interna.

Posto isto, se D_t for o *stock* nominal da dívida no ano t , P_t o nível de preços, $DR_t = D_t/P_t$ é o *stock* real de dívida. Então, notando $VRD_t = DR_t - DR_{t-1}$ como a variação real da dívida e π_t a inflação em t , demonstra-se que:

$$VRD_t = \frac{D_t - D_{t-1}}{P_t} - \pi_t \left(\frac{D_{t-1}}{P_t} \right) \quad (5)$$

A primeira parcela é a variação nominal da dívida, deflacionada pelo índice de preços P_t . A segunda corresponde ao chamado «imposto inflacionário», que mede, *grossa modo*, a depreciação (devida à inflação) do *stock* já existente de dívida. O que, em termos reais, representa uma redução do montante em débito pelo Estado à custa dos detentores de dívida pública, que assim têm de pagar uma espécie de imposto.

Considerem-se agora as causas da variação da dívida nominal. Além do factor taxa de juro, já referido, optou-se pela inclusão de mais duas variáveis explicativas.

Uma delas é $I - IER$, ou seja, a diferença entre a taxa de juro interna (I) e a externa já corrigida pela variação da taxa de câmbio (IER). A taxa de juro externa nominal considerada foi a da dívida portuguesa em Londres e, em consequência, empregou-se, para a taxa de câmbio, a da libra — real. A escolha do Reino Unido para reflectir o sector externo tem que ver, primeiro, com o papel hegemónico desempenhado pela Grã-Bretanha e pela libra nos mercados monetário e financeiro internacionais até à primeira guerra mundial. Em segundo lugar, pelo facto de a maioria da dívida pública externa portuguesa estar expressa em libras. Recorda, a propósito, Mata (1993, p. 259) que cerca de dois terços dessa dívida teriam sido colocados entre 1851 e 1912 na praça de Londres. Em terceiro lugar, a maioria dos activos externos detidos por portugueses estava também expressa em libras. Em quarto lugar, a Grã-Bretanha era o nosso principal parceiro comercial e a maioria dos movimentos não comerciais da balança de pagamentos efectuava-se igualmente em libras. Por último, as autoridades monetárias portuguesas

encaravam então o câmbio contra a libra como o principal indicador do valor externo do real.

De notar a escolha de uma taxa de juro de títulos portugueses cotados em Londres, e não de títulos britânicos, já que, ao optar por esta colocação de dívida, o governo português não disporia das condições bastante mais favoráveis (mormente em termos de prémio de risco) dos títulos britânicos. Como escrevia Augusto Fuschini em 1899, «com os fundos portugueses janta-se bem, mas dorme-se pouco socegado; com os ingleses e francezes o somno é pacífico, quasi, porém, se morre de fome» (1899, p. 21).

A segunda variável explicativa incluída foi *SALD*, a variação do saldo das contas públicas, que pode ser encarada (conforme o sinal) como medida da melhoria ou agravamento daquele saldo. As razões da sua inclusão são óbvias.

Com estes dois acrescentos, a equação da variação nominal da dívida vem:

$$D_t - D_{t-1} = c_{22} + c_{23}ID_t + c_{24}(I - IER)_t + c_{25}SALD_t \quad (6)$$

onde $ID_t = I_t - I_{t-1}$ é a variação anual da taxa de juro interna⁸.

Substituindo (6) em (5), chega-se então a

$$VRD = c_{22} + c_{23} + \frac{ID}{ICV} + c_{24} \frac{I - IER}{ICV} + c_{25} \frac{SALD}{ICV} + c_{26} \left(P \frac{D_{t-1}}{ICV} \right) + w \quad (7)$$

(índices omitidos por simplicidade).

Será esta a terceira equação do sistema a estimar. A propósito da sua especificação, note-se que:

- *ICV* é o índice do custo de vida usado para o cálculo da inflação, representada de ora em diante por *P*. Em comparação com a simbologia da expressão (5), *ICV* representa P_t e *P* equivale a π_t ;
- Para que a equação tivesse termo independente acrescentou-se o coeficiente c_{22} . Em virtude da substituição da equação (6) na (5), em rigor, c_{22} é o coeficiente de *ICV*, pelo que a sua interpretação não tem grande significado para os nossos efeitos;
- Atribui-se um coeficiente (c_{26}) à parcela correspondente ao «imposto inflacionário», muito embora em (5) ele seja 1, porque, querendo-se dar conta de um possível «enviesamento de simultaneidade», como já referido, tinha-se de ter a variável *VRD* como dependente, e não a variação da dívida nominal, numa equação do tipo (7).

O desenvolvimento das duas equações do modelo restantes carece da solução de uma questão técnica prévia a propósito da estacionariedade das

⁸ A inclusão desta variável nas primeiras diferenças, bem como a *SALD*, vem explicada adiante.

séries empregues. Este procedimento é necessário para despistar eventuais relações espúrias entre as variáveis que falseassem as conclusões. Os seus resultados apontam para a conveniência de empregar os dados da taxa de juro (I) e do saldo orçamental (SAL), não nos seus valores absolutos, mas nas suas primeiras diferenças, $ID = I - I_{-1}$ e $SALD = SAL - SAL_{-1}$.

A consideração destes resultados irá ter consequências na especificação das equações e, portanto, na interpretação dos parâmetros do modelo, tornando-a mais complexa, mas, ainda assim, possível. Em particular, pela equação de Fischer, $I \approx R + EP$, sendo R a taxa de juro real e EP as expectativas de inflação. Como se pretende usar na estimação ID , e não I , virá $ID = RD + EPD$. Quer dizer, se ID é a variável explicada, não faz sentido regredi-la nas expectativas de inflação mas nas expectativas de variação da inflação (EPD).

Será essa a principal alteração à equação estimada por Black e Gilmore (1990) e que irá constituir a primeira das três equações do modelo:

$$ID = c_1 + c_2 ID_{-1} + c_3 ID_{-2} + c_4 BP + c_5 BP_{-1} + c_6 BP_{-2} + c_7 VRD + c_8 VRD_{-1} + c_9 VRD_{-2} + c_{10} EPD u \quad (8)$$

Portanto, tal como em Black e Gilmore, admite-se a existência de um ajustamento parcial da taxa de juro (ou aqui das suas variações), bem como de efeitos desfasados da oferta de moeda e da dívida pública.

No gráfico n.º 3 representa-se a evolução das duas variáveis-chave do modelo, as variações da taxa de juro (ID) e da dívida real (VRD), sobre que incidirá o teste da hipótese do *crowding-out*.

A derradeira equação do modelo que nos resta apresentar, a segunda, destina-se a modelizar o processo de formação das expectativas EPD . Para esse efeito optou-se por um procedimento distinto do artigo de Black e Gilmore, oriundo de Miskhin (1982)⁹.

Segundo a hipótese das expectativas racionais (também contrariamente a Black e Gilmore não se correu a regressão com um modelo de expectativas adaptativas), os agentes económicos formarão as suas expectativas de forma óptima, usando toda a informação disponível no momento da previsão. Nesse sentido Miskhin propõe um teste à capacidade de previsão da inflação das variáveis que constituíssem informação disponível do agente em períodos desfasados. De seguida pretende obter a estimativa para as expectativas inflacionárias regredindo a inflação nos termos desfasados das variáveis que sobreviveram ao referido teste à capacidade preditiva da inflação.

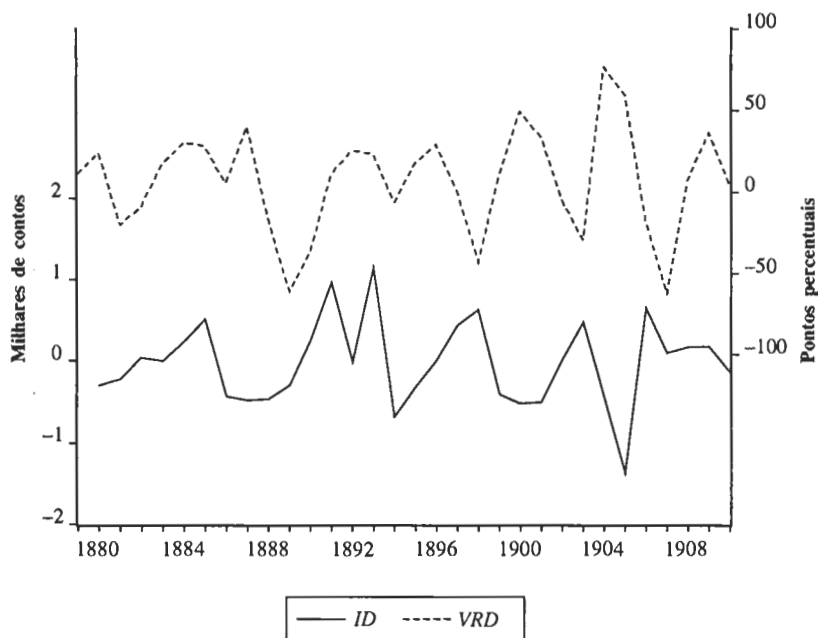
As variáveis cuja capacidade preditiva da (variação da) inflação se decidiu testar por esta via foram as do próprio modelo. O que mais não é do que a aplicação do próprio argumento das expectativas racionais. Com efeito, se

⁹ Também empregue por Santos (1985), pp. 129-133.

se admite que o modelo está teoricamente correcto, então, se os agentes forem racionais, conhecem o modelo e será com base nele que formarão as suas expectativas.

Evolução das variáveis endógenas *ID* e *VRD*, 1880-1910

[GRÁFICO N.º 3]



Acresce que a informação relativamente às variáveis testadas era (mesmo para a época) de obtenção razoavelmente expedita, para os agentes económicos interessados, no nosso modelo, fundamentalmente os detentores de títulos da dívida pública. Isso justifica, a nosso ver, a não inclusão de variáveis, como o produto, que, embora com poder explicativo da inflação, apenas dificilmente seriam defensáveis como disponíveis para a formação de expectativas por parte dos contemporâneos.

Os resultados deste procedimento, que se encontram desenvolvidos no anexo n.º 1, levaram a uma equação das expectativas da seguinte forma:

$$PD = c_{11} + c_{12}PD_{-1} + c_{13}PD_{-2} + c_{14}VRD_{-1} + c_{15}VRD_{-2} + c_{16}SALD_{-1} + c_{17}SALD_{-2} + c_{18}IER_{-1} + c_{19}IER_{-2} + c_{20}ID_{-1} + c_{21}ID_{-2} + v \quad (9)$$

O que significa que as variáveis que passaram o teste da capacidade de previsão, neste caso, da variação da inflação foram a variação real da dívida

(VRD), a variação do saldo orçamental (SALD), a taxa de juro externa corrigida pelo câmbio (IER) e a variação da taxa de juro interna (ID). A questão, deixada em aberto anteriormente, da escolha do número de desfasamentos para a equação (8) tem agora a sua justificação. Sendo a taxa de juro uma variável do mercado financeiro com uma rapidez de reacção admitidamente superior à da inflação perante alterações das condições económicas, não seria razoável admitir um número de desfasamentos superior ao considerado para a equação das expectativas inflacionárias¹⁰. Como o ajustamento de (8) com apenas um desfasamento anual era bastante mau, optou-se pela solução intermédia de considerar o mesmo número de desfasamentos da equação (9), de forma a tentar inferir também algo do padrão dos desfasamentos no tempo.

Conjugando (7), (8) e (9), o modelo vem, na forma final:

$$ID = c_1 + c_2 ID_{-1} + c_3 ID_{-2} + c_4 BP + c_5 BP + c_6 BP_{-2} + c_7 VRD + c_8 VRD_{-1} + c_9 VRD_{-2} + c_{10} EPD + u \quad (8)$$

$$PD = c_{11} + c_{12} PD_{-1} + c_{13} PD_{-2} + c_{14} VRD_{-1} + c_{15} VRD_{-2} + c_{16} SALD_{-1} + c_{17} SALD_{-2} + c_{18} IER_{-1} + c_{19} IER_{-2} + c_{20} ID_{-1} + c_{21} ID_{-2} + v \quad (9)$$

$$VRD = c_{22} + c_{23} \frac{ID}{ICV} + c_{24} \frac{I - IER}{ICV} + c_{25} \frac{SALD}{ICV} + c_{26} \left(P \frac{D_{-1}}{ICV} \right) + w \quad (7)$$

Seguindo então o método de Mishkin, a variável *EPD*, na primeira equação, é substituída pelo valor esperado da segunda:

$$ID = c_1 + c_2 ID_{-1} + c_3 ID_{-2} + c_4 BP + c_5 BP + c_6 BP_{-2} + c_7 VRD + c_8 VRD_{-1} + c_9 VRD_{-2} + c_{10} [c_{11} + c_{12} PD_{-1} + c_{13} PD_{-2} + c_{14} VRD_{-1} + c_{15} VRD_{-2} + c_{16} SALD_{-1} + c_{17} SALD_{-2} + c_{18} IER_{-1} + c_{19} IER_{-2} + c_{20} ID_{-1} + c_{21} ID_{-2}] + u \quad (10)$$

$$PD = c_{11} + c_{12} PD_{-1} + c_{13} PD_{-2} + c_{14} VRD_{-1} + c_{15} VRD_{-2} + c_{16} SALD_{-1} + c_{17} SALD_{-2} + c_{18} IER_{-1} + c_{19} IER_{-2} + c_{20} ID_{-1} + c_{21} ID_{-2} + v \quad (9)$$

$$VRD = c_{22} + c_{23} \frac{ID}{ICV} + c_{24} \frac{I - IER}{ICV} + c_{25} \frac{SALD}{ICV} + c_{26} \left(P \frac{D_{-1}}{ICV} \right) + w \quad (7)$$

Este é o sistema que se estimou. De notar que as duas primeiras equações, (10) e (9), são estimadas em simultâneo para evitar o problema da incorrecção das estimativas dos desvios-padrão dos coeficientes da primeira equação¹¹.

¹⁰ Mesmo porque a dimensão da amostra não o aconselharia, pois a equação (10) já é estimada com apenas 8 graus de liberdade.

¹¹ Recorde-se que, ao substituir-se numa equação de regressão uma variável (neste caso *PPC*) pelos seus previsores de outra regressão, os habituais desvios-padrão dos estimadores da primeira equação deixam de ser válidos. Isto porque, como é sabido, o termo de perturbação da

Isto torna o sistema não linear nos parâmetros da primeira equação, porque, ao fazer-se aquela substituição (de EPD pelo valor esperado da segunda equação), o coeficiente c_{10} vem multiplicado pelos c_{11} a c_{21} .

Segue-se uma enumeração das *proxies* empregues para as variáveis do modelo.

Para a ID empregou-se a variação anual da taxa de juro do empréstimo consolidado interno, 3%, 1852. Ao contrário de Heim e Mirowski, não podemos argumentar com testemunhos da época a propósito da representatividade desta taxa de juro. De igual modo, os esforços envidados para obter uma taxa de juro de curto prazo análoga à empregue por aqueles autores não foram sucedidos. De qualquer forma, o facto de serem estas as únicas taxas de juro publicadas pelas estatísticas oficiais, bem como o peso deste tipo de dívida no total da dívida pública interna (nunca abaixo dos dois terços para o período considerado), são talvez indícios no sentido pretendido. Para além disso, o expediente de escolher uma qualquer taxa de juro para representar o custo do crédito em toda a economia seria sempre criticável.

A BP é a taxa de crescimento da emissão fiduciária do Banco de Portugal. Para além das razões explanadas em 2.4, a escolha de um agregado tão restrito tem que ver com o propósito da sua inclusão em (10) e que é de tentar isolar o efeito da acomodação monetária por parte do governo. Ora, da oferta de moeda, era esta a única componente pela qual as autoridades monetárias poderiam prosseguir tal política.

Com efeito, até 1891 a oferta de moeda, em geral, estava dependente das regras do sistema de padrão-ouro, pelo que o Estado não dispunha da faculdade de monetarizar o *deficit*, já que a oferta de moeda, em particular a emissão fiduciária, estava dependente da evolução do *stock* de ouro. Nos vinte anos seguintes as restantes componentes do $M1$ (com as moedas de ouro à cabeça) sofrem uma estagnação ou declínio, pelo que o crescimento do $M1$ passa a depender quase exclusivamente da emissão de notas pelo Banco de Portugal¹². Confira-se o gráfico n.º 4.

Por sua vez, $VRD = DR - DR_{-1}$, a variação da dívida efectiva interna, obtida de Mata (1993), deflacionada pelo *surrogate index of the cost of living* calculado em Mata, Nunes e Valério (1989) e ajustada ao ano civil.

PD é medida pela variação anual da taxa de inflação calculada a partir do *surrogate index of the cost of living* (a série ICV).

$IER = IE + VE$, em que VE é a variação anual do câmbio libra-real (VE) e IE a taxa de juro externa, medida pela taxa de juro do empréstimo consolidado

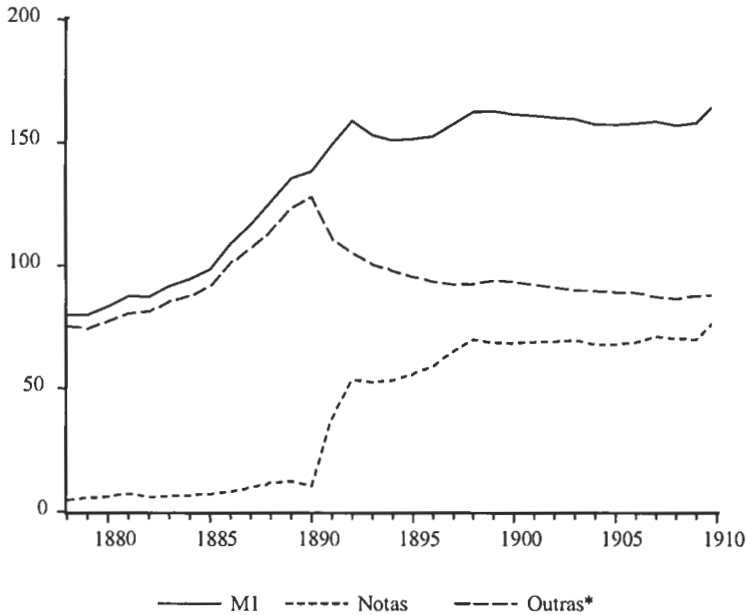
primeira equação passará a ser uma combinação da sua perturbação original e do resíduo de estimativa da segunda equação. A única forma de o evitar é a estimativa conjunta das duas equações por 2SLS ou 3SLS.

¹² Na verdade, a oferta de moeda, medida pelo agregado $M1$, experimentou uma desaceleração em relação ao período de funcionamento do padrão-ouro. Segundo dados de Reis (1990, 31), a taxa de crescimento média anual de $M1$ passou de cerca de 4,9% de 1878 a 1890 para cerca de 1,14% até 1910.

externo, 3%, 1852 até 1902, e pela do empréstimo amortizável externo, 3%, 1902, ambas calculadas a partir das cotações do *Stock Exchange* em Londres.

Evolução das componentes de M1, 1878-1910 (milhares de contos)

[GRÁFICO N.º 4]



* Moedas de ouro, prata, cobre, bronze e níquel, depósitos bancários e caixa de bancos.

Fonte: Reis (1990) p. 31.

Enfim, *SALD* é dada pela variação anual do saldo orçamental, segundo dados de Mata (1993), convertido ao ano civil.

3. AS SÉRIES

3.1. DÍVIDA PÚBLICA

A dívida pública portuguesa neste período pode caracterizar-se segundo dois grandes critérios. Quanto ao prazo, em:

- Dívida consolidada, sem prazo de amortização preestabelecido. Por exemplo, o empréstimo consolidado interno, 3%, 1852, que só viria a ser extinto pelo Decreto-Lei n.º 23 865, de 17-5-1934;

- Dívida amortizável, com prazo de amortização superior a um ano. Por exemplo o empréstimo amortizável externo, 3%, 1902, com uma amortização a 99 anos (Julho de 2001) e que ainda hoje existe;
- Dívida flutuante.

Quanto ao tipo, em:

- Dívida fundada, representada por títulos com um prazo de amortização superior a um ano ou não fixado. Os respectivos empréstimos designam-se pelo tipo de amortização — consolidado ou amortizável —, pelo mercado de colocação — interno ou externo — e pelo(s) ano(s) de emissão, no caso dos empréstimos amortizáveis, ou pelo ano de início de emissão, no caso dos consolidados. Com efeito, era prática de então fazerem-se ampliações do capital em dívida dos empréstimos consolidados. Assim, por exemplo, o empréstimo consolidado externo, 3%, 1852, teve 65 emissões durante a sua vida;
- Dívida especial, constituída por dívida amortizável a mais de um ano ou consolidada, mas que, em vez de titulada, era representada por contratos celebrados com entidades particulares ou bancárias, nacionais ou estrangeiras. Como exemplos temos o empréstimo de 24-4-1853 junto da casa bancária Le Roy, de Chabrol & Cie, e os sucessivos empréstimos junto do Banco de Portugal e, a partir de 1893, junto da CGD.

Posto isto, a série *VRD* corresponde à variação anual real (ajustada ao ano civil) da dívida pública interna efectiva. Esta definição requer, obviamente, uma série de precisões.

Em primeiro lugar, referiu-se, por razões já explanadas, que a medida ideal do impacto do financiamento público no mercado de capitais era dada pelas receitas reais do endividamento. Contudo, para obter tais dados seria necessário que pudessem isolar-se, na variação da dívida nominal, as parcelas correspondentes aos encaixes do Estado e os montantes que ficavam em dívida em excesso sobre aqueles encaixes em virtude da prática da emissão a desconto. Em Mata (1993, pp. 251 e segs.) ensaia-se uma decomposição da variação da dívida efectiva em três componentes: saldos efectivos das contas públicas, reduções do capital em conversões¹³ e ganhos e perdas em operações de colocação e resgate (adicionadas do saldo, não significativo, de outras operações de tesouraria)¹⁴.

¹³ No período abrangido pela nossa amostra apenas uma, do empréstimo consolidado externo, 3%, 1852, mas que não releva para o presente estudo, posto que apenas se debatendo com a dívida interna.

¹⁴ Para a definição precisa destes conceitos, cf Valério (1994), pp. 430-432. De notar que não se fala apenas de perdas na colocação, como também de ganhos no resgate, porque, se o Estado suportava uma perda ao colocar a sua dívida abaixo do par, também poderia aproveitar essa

Poder-se-ia então pensar que as receitas reais do endividamento se obtivessem pela mera subtracção da componente de ganhos e perdas em operações de colocação e resgate à variação da dívida nominal efectiva. Contudo, a referida decomposição é feita para toda a dívida, interna e externa, o que inviabiliza, naturalmente, a sua utilização para os nossos efeitos.

A impossibilidade de isolar os montantes efectivamente encaixados ou amortizados em cada ano pelo Estado é susceptível de afectar os resultados da estimação, já que, segundo Mata (1993, p. 253), para o aumento de 565 000 contos da dívida pública entre 1854 e 1912, os ganhos e perdas em operações de colocação e resgate da dívida responderiam por 380 000. Trata-se, contudo, de um obstáculo totalmente intransponível para os nossos meios e a especificação do modelo, como já referido em 2.2, tentou ir ao encontro deste problema.

A segunda precisão refere-se ao carácter «efectivo» da dívida. Quer dizer, nem sempre as novas emissões de empréstimos se destinavam a criar dívida *ex novo*. O período é, aliás, profícuo em operações algo confusas de conversão de umas formas de dívida noutras sem variação efectiva do capital mutuado. Além disso, por diversas razões, o Estado acabava, por vezes, titular da própria dívida. Felizmente, aqui podemos apoiar-nos directamente nos resultados de Mata (1993), que já apresentam os valores da dívida efectiva expurgados da dívida «fictícia».

Quanto ao período de referência, de 1834-1835 a 1933-1934, o ano económico de referência das contas públicas iniciava-se em 1 de Julho para terminar a 30 de Junho do ano civil seguinte. Como as restantes séries vêm referidas ao ano civil, impunha-se optar entre converter estas ao ano económico ou as séries das contas públicas ao ano civil. Optámos pela segunda hipótese por duas razões. Primeiro, pelo facto de, assim, apenas se terem de ajustar duas séries (*VRD* e *SAL*), contra quatro (*ID*, *IE VE* e *BP*), na hipótese alternativa. Segundo, em virtude de os dados para as taxas de juro já resultarem de médias anuais, pelo que ajustá-las ao ano económico obrigaria a calcular uma média de médias.

Não havendo qualquer razão em contrário, ajustaram-se os dados da dívida pública ao ano civil pelo cálculo da média aritmética simples desses valores no final do ano económico ocorrido nesse ano civil e no final do ano económico seguinte.

mesma cotação abaixo do par para, mais tarde, resgatá-la e realizar um ganho, porque a resgataria por menos do que o valor nominal por que teria de amortizá-la na maturidade. Mas neste período isto era mais uma possibilidade teórica do que efectiva. Como refere Mata (1993), «as próprias dificuldades financeiras do Estado português explicam que raramente ele pudesse tentar aproveitar as baixas cotações para proceder a resgates significativos não imposts pelas regras contratuais de amortização» (1993, p. 254).

Ou seja, por exemplo,

$$\text{dívida efectiva nominal de 1879} = (\text{dívida efectiva nominal}_{30.6.79} + \text{dívida efectiva nominal}_{30.6.80})/2$$

Para se obter a variação real, a variação anual nominal foi deflacionada pelo índice do custo de vida, a que se fez referência em 3.3. De modo a entrar-se em consideração com o impacto da inflação sobre o *stock* existente de dívida¹⁵, esta deflação foi efectuada obtendo-se a diferença entre os *stocks* reais de dívida referidos ao final e ao início de cada ano civil. Para um ano genérico t ,

$$VRD_t = 100 \left(\frac{D_t}{I_t} - \frac{D_{t-1}}{I_{t-1}} \right) = DR_t - DR_{t-1}$$

Enfim, recorrendo aos conceitos inicialmente apresentados, os números da dívida pública interna efectiva nominal em cada ano económico foram retirados de Mata (1993) e resultam da agregação das dívidas consolidada, amortizável e flutuante internas.

3.2 TAXA DE JURO INTERNA

Pelas razões já explicitadas em 2.2, escolheu-se a média anual da taxa de juro de mercado do empréstimo consolidado interno, 3%, 1852. Tratando-se de títulos da dívida consolidada, embora dessem direito a amortização, esta era incerta, pelo que, na óptica dos investidores, a sua remuneração pode calcular-se como se de perpetuidades se tratasse¹⁶.

Portanto, se i_N é a taxa de juro nominal do título, i a taxa de mercado, C a cotação do título e K o seu valor nominal,

$$C = \frac{K \cdot i_N}{i}$$

A cotação expressava-se, não em unidades monetárias, mas em percentagem do valor nominal, pois, como referido, estes títulos eram habitualmente emitidos a desconto com uma $i_N < i$. No cálculo de i deve notar-se que por i_N se entende a taxa de juro efectivamente auferida pelos detentores dos títulos. Ora, pela Carta de Lei de 18-6-1880 foi criada a contribuição de rendimento, que, na sua classe A, tributava as aplicações de capitais, em que se incluíam os títulos da dívida fundada. A taxa única era de 3%, pelo que a partir de 1880 toma-se $i_N = 3\%(1-3\%) = 2,91\%$. Com a crise financeira de 1891 aquela taxa foi elevada a 30% por decreto de 26-2-1892, pelo que $i_N = 2,1\%$ daí em diante.

¹⁵ E também para se obter um conceito de variação da dívida que, como refere Siegel (1978), seja *stock-flow consistent*. Cf também Eisner e Pieper (1984) e Williamson (1984), p. 694.

¹⁶ É, de resto, este o método aplicado por Mata (1984) e Valério (1986).

Entretanto, surgiram dificuldades inesperadas na obtenção de uma série completa de cotações deste empréstimo, sobretudo para o período anterior a 1891, e que obrigaram à construção de uma série de cuja homogeneidade integral não se tem a certeza. Esta provém de duas origens, a primeira das quais é a periodicidade a que os dados se referem. O quadro n.º 3 revela a diversidade dos períodos de referência (dia, mês, ano) a que respeitam os dados.

Periodicidade e fontes das cotações do empréstimo consolidado interno, 3%, 1852

[QUADRO N.º 3]

Ano	Periodicidade	Fonte	Ano	Periodicidade	Fonte	Ano	Periodicidade	Fonte
1879	D	AE	1890	A	AE	1901	A	AE
1880	D	AE	1891	A	AE	1902	A	AE
1881	D	AE	1892	M	AE	1903	M	AE
1882	D	AE	1893	A	AE	1904	A	MT
1883	M	AE	1894	A	AE	1905	A	MT
1884	M	AE	1895	A	AE	1906	A	MT
1885	D	AE	1896	A	AE	1907	A	MT
1886	M	AE	1897	A	AE	1908	A	MT
1887	D	DG	1898	A	AE	1909	A	MT
1888	D	DG	1899	A	AE	1910	A	MT
1889	D	DG	1900	M	AE			

D = diária; M = mensal; A = anual; AE = *Anuário Estatístico*; DG = *Diário do Governo*; MT = Mata (1984), pp. 24-25.

Para garantir um tratamento tão idêntico quanto possível dos dados optou-se pela fórmula de cálculo menos exigente e que era suportada por todos os dados, a saber, a média das cotações anuais máximas e mínimas (já que os dados publicados se referiam às cotações máximas e mínimas — anuais, mensais ou diárias). O que não parece, contudo, ser uma opção demasiado arbitrária, como a proximidade dos valores de i calculados (para os anos que o permitem) pela média dos máximos e mínimos anuais e pela média dos máximos e mínimos mensais, no quadro n.º 4, o confirma.

A segunda razão para a eventual não homogeneidade da série procede, como se infere do quadro n.º 3, de ela ter sido recolhida de fontes diferentes. Para a maioria dos anos (22 em 30) pôde recorrer-se aos dados do *Anuário Estatístico de Portugal*. Para os sete últimos anos recorremos aos dados de Mata (1984), que cita os apêndices ao *Diário do Governo*. Contudo, para os anos de 1887, 1888 e 1889 não se conseguiu encontrar qualquer publicação que resumisse os dados, como para os restantes anos. Para colmatar a lacuna teve de se recorrer aos anúncios diários então publicados pela Câmara dos

Corretores da Praça de Lisboa no *Diário do Governo* e que resumiam as transacções na Bolsa de Lisboa dos fundos públicos.

**Taxas de juro do empréstimo consolidado interno, 3%, 1852,
calculadas por dois processos alternativos**

[QUADRO N.º 4]

Ano	Média extremos anuais	Média extremos mensais	Ano	Média extremos anuais	Média extremos mensais
1879	5,800	5,735	1886	5,782	5,831
1880	5,678	5,652	1887	5,296	5,379
1881	5,449	5,503	1888	4,828	5,379
1882	5,485	5,454	1889	4,526	4,828
1883	5,480	5,441	1892	5,714	4,505
1884	5,712	5,666	1900	5,936	6,406
1885	6,218	6,203	1903	5,891	5,936

3.3. TAXA DE JURO EXTERNA

Como referido em 2.2, preferiu-se empregar a remuneração da dívida pública externa portuguesa na praça de Londres (corrigida pela variação da taxa de câmbio libra — real), em vez do juro da dívida britânica. Para tal escolheu-se o empréstimo homólogo ao usado para o cálculo da taxa de juro interna: o empréstimo consolidado externo, 3%, 1852, que foi emitido pela primeira vez em 1852, aquando da consolidação da dívida interna e externa por Fontes Pereira de Melo. A operação foi, contudo, de concretização menos pacífica do que com a dívida interna, tendo o governo de entabular negociações com o *Stock Exchange* para conseguir a sua cotação na bolsa londrina.

Isto para o período até 1902, já que neste ano o empréstimo consolidado externo, 3%, 1852, foi extinto na sequência de uma nova consolidação da dívida externa. Para o período 1903-1910 empregam-se os dados do empréstimo amortizável externo, 3%, 1902, emitido precisamente para substituir o empréstimo consolidado de 1852 (além de outros dois) e que passaria a representar a maioria da dívida externa portuguesa (numa percentagem nunca inferior a 69% até 1912).

Tal como para a dívida interna, também a remuneração da externa foi reduzida por decreto de 13-6-1892 a um terço, pelo que, a partir de 1892, toma-se $i_N = 1\%$. A partir de 1903, como o empréstimo amortizável externo já tinha amortização certa, a sua remuneração calcula-se pela fórmula habitual da rentabilidade das obrigações.

Além da alteração de empréstimo, a construção de uma série completa para o período 1879-1902 padeceu de idênticos problemas aos da taxa de juro interna. Quanto à periodicidade dos dados, o problema também não é

aqui grave, uma vez que, tal como no caso da taxa de juro interna, os valores médios para diferentes periodicidades são bastante próximos.

Quanto às fontes, houve novamente que encontrar substitutos para as lacunas da série do *Anuário Estatístico*, de 1887 a 1889 e de 1904 a 1910. Na falta de outra fonte, optou-se por recorrer à série publicada em Valério (1986), o que tem o inconveniente de se completar uma série de médias de extremos anuais com outra calculada pela média das médias dos extremos semanais.

**Periodicidade e fontes do empréstimo consolidado
externo, 3%, 1852**

[QUADRO N.º 5]

Ano	Periodicidade	Fonte	Ano	Periodicidade	Fonte
1870-1880	D	AE	1890-1891	A S	AE VAL
1881-1882	D S	AE VAL	1892	M S	AE VAL
1883-1884	M S	AE VAL	1893-1899	A S	AE VAL
1885	D S	AE VAL	1900	M S	AE VAL
1886	M S	AE VAL	1901-1902	M S	AE VAL
1887-1889	S	VAL			

Legenda: S = semanal; VAL = Valério (1986), p. 6.

Para o período 1887-1889 podia ainda recorrer-se aos anúncios no *Diário do Governo*, como para a dívida interna. Só que isso comportaria uma distorção que se nos afigura mais gravosa, pois, contrariamente aos dados do *Anuário Estatístico* e do artigo de Valério (1986), essas cotações seriam as da praça de Lisboa, e não de Londres. Ter-se-ia então de assumir a teoria da paridade da remuneração do capital, para a qual o estudo de Mata (1984, pp. 41-44) não encontra grande apoio empírico, ao menos para o período 1891-1931.

Poder-se-ia também usar apenas os dados de Valério (1986), que abrangem o período 1881-1910. Só que o facto de as taxas de juro, calculadas pelas duas periodicidades, não parecerem afastar-se significativamente, e sobretudo a perda de duas observações que isso implicaria numa amostra já de si diminuta, levou-nos a declinar tal hipótese.

3.4 OFERTA DE MOEDA

Parece ser ponto assente entre os investigadores da história monetária dos países mais «atrasados» na viragem do século que os agregados monetários

mais restritos são os que melhor a caracterizam. O que decorreria do estado então ainda embrionário do sistema bancário e, portanto, das formas menos líquidas de moeda.

No caso da história monetária portuguesa há, contudo, algum desacordo quanto ao grau de restrição a impor aos agregados monetários mais representativos. O debate organiza-se segundo duas posições.

De um lado, Nuno Valério e Eugénia Mata¹⁷ entendem ser o agregado M1 demasiado abrangente para os hábitos de pagamentos dos agentes económicos, o que justificam notando que o cheque tinha pequena aceitação em Portugal, que não existiam câmaras de compensação (só criadas, para Lisboa e Porto, em 1926), que as próprias dívidas ao Estado não podiam ser saldadas por meio de cheque e que os depósitos bancários eram apenas uma fracção — na nossa amostra não indo além de um máximo de 29,8% — da circulação metálica. Esta argumentação parece, inclusive, encontrar apoio entre os contemporâneos. Por exemplo, Anselmo de Andrade escrevia ainda em 1923:

Entre nós o Sr. Rodrigo Pequito, quando foi ministro da Fazenda em 1904, incluiu nas suas propostas da fazenda a criação de *clearings*, mas tendo caído o ministério de que fazia parte ficou sem efeito essa proposta, sendo duvidoso se êsses institutos se aclimariam a Portugal, por não serem adaptáveis a países onde o cheque não fôr o meio usual de pagamento, como são em geral os países latinos [1923, p. 326].

Do outro lado, Reis (1990, pp. 17 e segs.), no trabalho que dedicou à «evolução da oferta monetária portuguesa 1854-1912», entende que as razões acima aduzidas não seriam suficientes para a exclusão dos depósitos à ordem dos meios de pagamento. Desde logo, porque, embora a sua mobilização não seja comparável à da actualidade, o cheque já teria uma difusão apreciável para saldar pagamentos não apenas nas praças de Lisboa e Porto, como também entre elas e com outras praças. Além disso, este autor refere que também as notas dos bancos emissores do Norte¹⁸ não podiam ser usadas em pagamentos ao Estado, sem que por isso circulassem com qualquer desconto. Enfim, o autor também apresenta evidência empírica de um número bastante significativo de cheques emitidos e de uma elevada «velocidade de circulação» das contas de depósito dos grandes bancos de depósito.

Em virtude da existência de lacunas, Jaime Reis não pôde isolar os depósitos à ordem nos depósitos totais, tendo, por isso, de incluir os depósitos

¹⁷ Cf. Mata (1984), pp. 18-20, e, mais recentemente, Mata e Valério (1994a), p. 276.

¹⁸ Até ao contrato de 1887 entre o governo e o Banco de Portugal tinham licença de emissão no Norte do país oito bancos: Banco Comercial do Porto, Banco Mercantil Portuense, Banco União do Porto, Banco Aliança, Nova Companhia de Utilidade Pública, Banco do Minho, Banco de Guimarães e Banco Comercial de Braga.

a prazo no seu conceito de M1 (isto tendo o cuidado de excluir os depósitos de aforro e similares). Diz, contudo, o autor que a consequente sobrestimação seria compensada pela omissão dos depósitos nas casas financeiras parabancárias (Fonsecas, Santos & Viana, Henry Burnay, Borges & Irmão, etc.), que alcançavam então uma importância comparável à dos bancos seus rivais.

Além de outras questões de pormenor, estes autores discordam ainda a propósito da contabilização (ou não) da moeda de ouro, especialmente a partir de 1891, com o abandono do padrão-ouro.

Eugénia Mata e Nuno Valério entendem ser de excluir do cômputo do M1 as moedas de ouro a partir de 1891, porque não acreditam «que elas fossem realmente utilizadas como meio de pagamento, mas apenas como reserva de valor, porque o seu valor comercial estava claramente acima do seu valor nominal» (Mata e Valério, 1994a, p. 276).

Entende, por sua vez, Jaime Reis que isso «acarretaria uma diminuição do valor da oferta monetária de uma ordem de grandeza totalmente impensável e fora de harmonia com tudo o que se sabe do movimento da economia portuguesa durante as duas décadas seguintes» (Reis, 1990, p. 23). Na verdade, para os seus dados, isso implicaria, em 1891, uma redução de 53% da oferta de moeda, que apenas voltaria a atingir os valores de 1891 em 1913.

Eugénia Mata e Nuno Valério procuram explicar esta transição brusca com um aumento provável da velocidade de circulação e com o facto de parte da circulação de ouro já estar entesourada antes de 1891. Apesar de reconhecer que, «provavelmente, a função do ouro acabaria por ser mais de reserva de valor do que de meio de pagamento [...]» (*ibid.*, p. 14), Jaime Reis apresenta evidência circunstancial de que, embora de forma mais limitada, o ouro permaneceu em circulação após 1891, não o excluindo dos seus números.

Querendo medir, como se referiu em 2.2, o efeito de acomodação monetária, a série *BP*, empregue na estimação, resume-se à taxa de variação anual do *stock* de notas do Banco de Portugal. O que, pelo que foi dito, tem a vantagem de não obrigar a uma opção por um dos dois pontos de vista acabados de explanar a propósito da medida da oferta monetária global pelo agregado M1.

A construção desta série merece apenas um pequeno reparo. Como referido, até à celebração do contrato com o Banco de Portugal circulavam notas dos bancos comerciais do Norte com esse privilégio. Notas essas que só saíram definitivamente de circulação em 1891. Assim sendo, para o período 1879-1891 os números de *BP* foram obtidos do produto do valor total das notas em circulação, retirado de Reis (1990, p. 30), pela percentagem dessa emissão proveniente do Banco de Portugal (*ibid.*, p. 25).

3.5. INFLAÇÃO

O mais extenso estudo sobre séries de preços em Portugal para este período deve-se a David Justino, que procedeu à construção de um índice geral de preços por grosso (IGP) para o período 1810-1912. Para tal serviu-se de dados recolhidos periodicamente pelos órgãos da administração local concelhia. Desta forma, o autor conseguiu, ao menos para os produtos com um maior peso no consumo (e, por isso, recolhidos por um maior número de câmaras), uma apreciável representatividade geográfica para a sua série agregada. Na escolha dos produtos a integrar no seu índice, D. Justino orientou-se por quatro critérios: representatividade dos vários produtos na estrutura económica dos vários mercados, fidedignidade da informação de base e homogeneidade e extensão das séries¹⁹.

Para o período abrangido pelo nosso estudo, o IGP é constituído por um cabaz de 21 produtos, maioritariamente agrícolas, e que, segundo o autor, deveriam representar algo como 65% do PNB no quinquénio 1863-1867, para que se calcularam os coeficientes de ponderação.

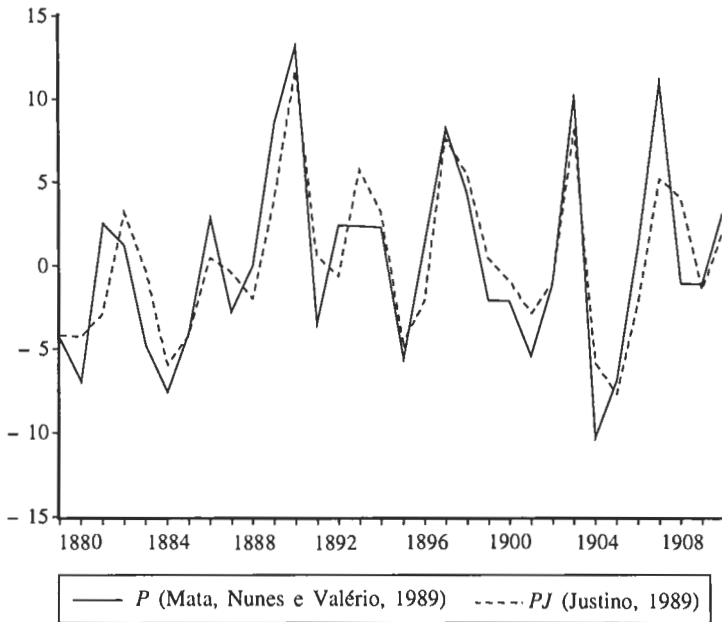
Entre as limitações deste trabalho conta-se o facto de se usarem os mesmos ponderadores (de 1863-1867) para todo o período, o que, como refere o autor, «[...] é tanto mais importante quanto são conhecidas algumas modificações na estrutura do consumo, dos preços e dos mercados especialmente nas três últimas décadas do séc. XIX» (Justino, 1990, p. 15). Para tentar de algum modo tomar em consideração esta limitação, os dados empregues para as séries *ICV* e *P* não são os originais de D. Justino, mas os de um *surrogate index of the cost of living* retirado de Mata, Nunes e Valério (1989). Este índice corresponde a uma reconstrução do IGP de D. Justino com base nos ponderadores do índice do custo de vida começado a publicar em 1917 pelo Ministério do Trabalho e da Previdência Social. Tais ponderadores têm a vantagem, sobre os de D. Justino (resultantes de cálculos indirectos a partir de estimativas do consumo total de cada bem no país), de serem provenientes de um inquérito ao consumo das «famílias operárias» realizado em 1917.

Naturalmente, esta vantagem poderá ser contrabalançada pelo facto de se usar uma estrutura de consumo que talvez antecipe as modificações a que D. Justino alude e de que os seus ponderadores de 1863-1867 não davam conta. Não obstante, a ponderação dos dois factores escapa largamente às nossas possibilidades e aos nossos objectivos. Por outro lado, o gráfico n.º 5 sugere que estas medidas da inflação tiveram uma evolução paralela, salvo para o período imediatamente subsequente às perturbações de 1891-1892.

¹⁹ Para a enumeração das fontes e metodologia de construção das séries parciais e da sua agregação no IGP, cf. Justino (1989), caps. 6 e 8 e anexo 12.6, e Justino (1990).

Medidas alternativas de inflação 1879-1910

[GRÁFICO N.º 5]



Além desta reconstrução, os valores do índice são reescalados para surgirem na base 100 em 1914.

3.6. CÂMBIOS

A variação da taxa de câmbio empregue na construção da variável *IER* foi calculada com base nos dados para o câmbio médio da libra — cheque, em milhares de réis, para o período 1891-1910. Para os anos anteriores, em que ainda vigorava o padrão-ouro, utilizou-se o câmbio ao par de 4\$500 por libra²⁰, o que, por definição de sistema de padrão-ouro, será uma boa medida de tendência central do câmbio, sabido que é que este não podia afastar-se significativamente da paridade ouro.

Os dados originais foram recolhidos de várias fontes (entre elas o *Anuário Estatístico* e os relatórios do Banco de Portugal) e encontram-se citados em vários textos, designadamente em Mata (1984, pp. 9-10) e Mata e Valério (1994b, p. 261).

²⁰ O que resulta do peso em ouro fino de uma libra, 7,32236 g, ser aproximadamente 4500 vezes o do real (1,62585 mg).

4. RESULTADOS

A metodologia empregue na estimação encontra-se explicitada no anexo n.º 2. Segue-se o comentário possível dos resultados para os coeficientes das variáveis de cada equação.

Resumo dos resultados da estimação

[QUADRO N.º 6]

Equação (10) do crowding-out		Equação (9) das expectativas inflacionárias		Equação (8) das causas da variação real da dívida	
Variável	Estimativa	Variável	Estimativa	Variável	Estimativa
Termo ind. . . .	-0,168947	Termo ind. . .	-3,612440**	Termo ind. . .	10,00423*
ID ₋₁	0,064159	PD ₋₁	-0,322978**	ID/ICV	15,92938*
ID ₋₂	-0,059235	PD ₋₂	-0,259169**	(I-IER)/ICV . .	-1,009396*
BP	0,003957**	VRD ₋₁	0,018776	SALD/ICV . . .	1,498077
BP ₋₁	-0,002124	VRD ₋₂	0,076945**	PD ₋₁ /ICV . . .	-0,016444*
BP ₋₂	0,004541**	SALD ₋₁	-1,553752**		
VRD	0,016653**	SALD ₋₂	0,780010**		
VRD ₋₁	-0,014285**	IER ₋₁	0,179650*		
VRD ₋₂	0,002874	IER ₋₂	0,381293**		
EPD	0,111902**	ID ₋₁	0,459363		
		ID ₋₂	-7,004451**		
R ²	0,325156	R ²	0,804885	R ²	0,575467
Est. DW	2,047464	Est. DW	2,485924	Est. DW	2,259522

**(*) coeficientes significativos a um nível de significância de 1(5)%.

O primeiro comentário que os resultados da equação (10) sugerem é a não significância dos desfasamentos da *ID*, o que parece infirmar a hipótese inicial de um ajustamento parcial da taxa de juro. Nesse sentido vão também os diferentes sinais dos dois coeficientes que sugerem a inexistência de um padrão de ajustamento progressivo no tempo.

Quanto ao crescimento da emissão fiduciária, à partida, é de esperar uma relação dúbia com a taxa de juro, pois, se pelos seus efeitos sobre a liquidez um seu aumento determinaria uma redução da taxa de juro (segundo a tradicional teoria keynesiana da taxa de juro), pelo seu impacto sobre os preços poderia igualmente conduzir a um seu aumento, via prémio inflacionário. Não obstante, como verificado aquando da construção da equação das expectativas inflacionárias, a variável *BP* não surge como relevante para a formação daquelas expectativas, o que nos reduz, aparentemente, ao primeiro mecanismo da acomodação monetária.

Aparentemente, porque se assume, em ambos os mecanismos, que as condições da procura de moeda se mantêm estacionárias. Ora, se se aceitar

a tendência geral dos dados de Mata, Nunes e Valério (1989) de um crescimento moderado até à década de 1890, é de esperar que também a procura de moeda tivesse progredido *pari passu*. O que pode ajudar a explicar a facilidade com que, após o abandono do padrão-ouro, o público aceitou as notas inconvertíveis do Banco de Portugal. Assim sendo, e caso a procura de moeda crescesse mais rapidamente do que a sua oferta (o que não estamos em condições de avaliar), a relação positiva com a taxa de juro das estimativas dos coeficientes BP e BP_{-2} seria justificável. Em qualquer dos casos, os resultados parecem apontar para que a acomodação monetária, a existir (com um ano de desfasamento pela estimativa, ainda que não estatisticamente significativa, do coeficiente de BP_{-1}), não teria sido suficiente para contrariar as pressões para a elevação da taxa de juro provocadas quer pelo endividamento público, quer pelo aumento da procura de moeda, quer por ambos.

De resto, mau-grado as críticas dos contemporâneos, como Henrique Martins dos Santos, que, em 1900, afirmava ter a ideia de retorno ao padrão-ouro «caído em desuso pela contínua acumulação do *deficit* do Estado, que se tem liquidado principalmente à custa do respectivo aumento da circulação monetária» (cit. in Reis, 1990, p. 15), a evidência empírica parece sugerir que a substituição da circulação aurífera pela fiduciária não veio alterar o essencial do funcionamento do sistema monetário português. E que se caracterizaria, excepção feita aos anos anómalos de 1891 e 1892, por uma moderada progressão da oferta de moeda.

Já os coeficientes referentes à variação da dívida (c_7 a c_9) sugerem um resultado intrigante, pelo qual a primeira etapa do *crowding-out* (tal qual definida por Heim e Mirowski) se verificaria apenas no curto prazo, em termos simultâneos à progressão da dívida, invertendo-se a relação com um ano de desfasamento (recorde-se que o coeficiente de VRD_{-2} não é estatisticamente significativo).

No entanto, atentando que também o coeficiente de BP_{-1} é negativo, isto é, que, como supracitado, a acomodação monetária (a existir) surtiria os seus efeitos com um ano de desfasamento, este resultado poderá não ser tão intrigante assim. Ou seja, poder-se-ia daqui interpretar que o aumento do endividamento público seria efectivamente compensado por uma acomodação monetária, só que esta apenas surtiria os seus efeitos sobre a taxa de juro com um maior desfasamento do que a dívida.

Contudo, alguma instabilidade das estimativas, em especial dos coeficientes de BP , bem como as reservas colocadas em 1.2 à periodização deste trabalho, aconselham cautela a esta interpretação.

O estudo da significância económica destes resultados apenas pode ser feito considerando o modelo na forma reduzida. Dada a impossibilidade de resolver o sistema na forma algébrica, por ser não linear, descreve-se no

anexo n.º 3 um procedimento alternativo empregue. Os seus resultados vêm resumidos no quadro n.º 7.

Resumo da evolução estimada da taxa de juro (I)

[QUADRO N.º 7]

	Dez Anos	Vinte anos	Trinta anos
Situação inicial	6,69 -0,3015	7,88 (0,3468)	8,93 (0,3531)
Aumento único	-0,11 (-0,9409)	-0,04 (-0,2221)	0,01 (0,0029)
Aumento sustentado	-0,01 (-0,0150)	0,60 (0,3161)	1,17 (0,3711)

O quadro apresenta as estimativas dos parâmetros do modelo reduzido referentes ao impacto da dívida sobre a taxa de juro para um horizonte temporal de dez, vinte e trinta anos e para três casos diferentes: um primeiro caso de controle (situação inicial), correspondente à evolução do modelo sem qualquer impacto exógeno sobre a dívida²¹, e dois outros em que se simula o impacto diferencial de dois tipos de políticas fiscais expansionistas. Por um lado, um aumento único da dívida nominal em 7,12 milhares de contos um ano antes do início do período em consideração e, por outro, um aumento sustentado do mesmo valor em todos os anos²². A leitura dos valores do quadro é a seguinte: para a situação inicial são dadas as estimativas da taxa de juro, enquanto para os dois outros casos são apresentadas as estimativas das diferenças da taxa de juro face aos valores de controle da situação inicial²³. Entre parênteses são apresentadas as estatísticas *t* de cada estimativa²⁴. Nesta base,

²¹ As estimativas para este caso correspondem ao «termo independente» (da dívida) do modelo reduzido.

²² 7120 contos é o valor médio da variação nominal da dívida de 1879 a 1910. No entanto, e como já referido, uma parte substancial deste crescimento deverá ter sido o resultado dos «ganhos e perdas em operações de colocação e resgate», alheios aos recursos efectivamente desviados pela dívida pública para o financiamento dos *deficits*. Em termos reais, 7120 contos representavam 2,63% da dívida real em 1878. No terceiro caso simulado, esta percentagem diminuirá até 0,52%, acompanhando as evoluções do índice de preços e do *stock* nominal de dívida.

²³ Que é o mesmo que dizer que os valores referentes aos casos de intervenção exógena sobre a dívida correspondem às estimativas dos parâmetros da dívida pública no modelo reduzido.

²⁴ Para a situação inicial, as estatísticas *t* referem-se à hipótese nula de que a taxa de juro não se teria elevado em relação ao seu valor inicial em 1879, enquanto nos dois outros casos se referem à hipótese de que a variação da taxa de juro face ao caso de controle, em cada ano, havia sido nula.

as principais conclusões que ressaltam do quadro n.º 7 são que, em termos esperados:

- A taxa de juro já tenderia a elevar-se mesmo sem qualquer intervenção adicional sobre a dívida²⁵;
- O impacto de um aumento único da dívida seria praticamente nulo, apenas logrando elevar a média de I em cerca de uma centésima de ponto percentual decorridos trinta anos;
- Uma intervenção sustentada já teria resultados mais significativos, medidos por uma elevação da taxa de juro em 1,17 pontos percentuais após trinta anos²⁶.

Outro resultado potencialmente interessante é a presença de *crowding-in* (no sentido estrito, de redução da taxa de juro) nos primeiros anos da política fiscal expansionista²⁷. Este resultado estará, com toda a probabilidade, associado ao sinal negativo da estimativa do coeficiente (c_8) da variável VRD_{-1} , que foi, precisamente, a escolhida para simular os dois tipos de política fiscal expansionista. Esta tendência terá sido depois contrabalançada nos anos posteriores pela redução sistemática do índice de preços (ao longo do horizonte temporal considerado), que entra com uma relação positiva com os termos desfasados VRD_{-1} e VRD_{-2} na equação (9) e com uma relação inversa com a dívida contemporânea pela equação (8).

Entretanto, todos estes resultados carecem de significância estatística, como o demonstram as estatísticas t . Assim sendo, não é igualmente possível rejeitar estatisticamente a hipótese de que o aumento da dívida pública não elevasse (ou até diminuísse) a *proxy* empregue para a taxa de juro de longo prazo da economia.

Prosseguindo com o comentário às estimativas, o coeficiente cuja estimativa mais confiança nos inspira é o das expectativas inflacionárias (c_{10}). Com efeito, além de ter o sinal teoricamente correcto e de ser fortemente significativo, este resultado foi uma constante, mesmo quando se ensaiou a estimativa do modelo sem diferenciar as duas variáveis integradas de primeira ordem. Tal

²⁵ As tendências esperadas das duas outras variáveis endógenas são de descida para os preços e de subida para a dívida, tanto nominal como real, embora apenas esta última seja estatisticamente significativa. Isto é, não é de rejeitar a hipótese de um seu aumento face ao caso de controle, com uma intervenção sustentada de 7120 milhares de contos *per annum*. Este último resultado é apenas óbvio, uma vez que a tendência da média da dívida já era de aumento mesmo sem intervenção exógena e por maioria de razão quando esta intervenção exógena é continuada no tempo.

²⁶ Este valor não é despidendo quando, de 1879 a 1910, a amplitude da variação de I é de 2,808 pontos percentuais.

²⁷ Mais concretamente, nos primeiros 26 anos, no caso de aumento único da dívida, e nos primeiros 10, com um aumento sustentado.

como nos resultados de Black e Gilmore, a hipótese das expectativas perfeitas também não parece de reter, já que c_{10} está mais próximo de 0 do que de 1²⁸.

Os autores americanos avançaram a explicação de que a grande volatilidade da inflação inglesa (tal como a portuguesa) poderia torná-la pouco previsível; daí que o mercado não ajustasse as taxas de juro de longo prazo à inflação corrente, provavelmente usando sim «information on long-term averages of inflation, gearing the inflation premium to that longer view and ignoring the volatile short-run information about current inflation» (1990, p. 124).

Com efeito, a inflação acelerou no período amostral 1882-1910²⁹ a um ritmo anual médio de apenas 0,030027 pontos percentuais³⁰.

De qualquer forma, esta interpretação faria mais sentido talvez para os dados britânicos, em que o ajustamento da equação das expectativas era pior do que no nosso caso, sugerindo que os investidores portugueses seriam capazes de prever mesmo a flutuação errática da inflação. O gráfico n.º 6 sugere essa mesma conclusão.

Ainda no que respeita à estabilidade das estimativas, ensaiaram-se duas alterações ao modelo apresentado, consistindo a primeira na introdução de termos quadráticos de *VRD* e seus desfasamentos na equação (10), de modo a inferir acerca de uma sua relação não linear com *ID*³¹. No entanto, as estimativas dos coeficientes associados aos termos quadráticos resultaram não significativas, seja em termos estatísticos, seja económicos. Acresce que as demais estimativas dos parâmetros do modelo original não foram qualitativamente afectadas, seja no seu sinal, seja na sua significância individual³². Ensaiou-se ainda a eliminação das variáveis cujos coeficientes eram não significativos na estimativa original³³. Neste último caso, embora a maioria das estimativas não saia qualitativamente afectada, o impacto estimado da variação real da dívida sai muito diminuído, na medida em que vem reduzido a um terço do seu valor e não significativo para qualquer nível razoável de

²⁸ Pelo teste de Wald (com estatística χ^2) a hipótese $c_{10}=1$ é rejeitada para qualquer nível de significância razoável.

²⁹ De notar que a inclusão de *ID*₋₁ e *ID*₋₂, que mais não são do que *I*-*I*₋₁ e *I*₋₂-*I*₋₃, obriga à perda das três primeiras observações, pelo que as equações (10) e (9) são estimadas com 29 observações.

³⁰ Valor obtido da média aritmética simples dos valores de *PD* no período 1882-1910.

³¹ A escolha de uma relação quadrática simples prendeu-se, entre outras razões, com o facto de não ser possível obter da representação gráfica das variáveis *VRD* e *ID* (cf. gráfico n.º 3) grande intuição quanto ao seu tipo de relação funcional.

³² Já o seu valor absoluto sofreu igualmente alterações não muito significativas, com o valor das novas estimativas a situar-se num intervalo entre 84% e 115% das estimativas originais.

³³ Mas com a ressalva de não se excluírem termos desfasados intermédios (o caso de *BP*₋₁), a fim de evitar quebras nas estruturas de desfasamentos. As variáveis excluídas foram então *ID*₋₁, *ID*₋₂ e *VRD*₋₂ na equação (10), *VRD*₋₁ e *ID*₋₁ na equação (9) e *SALD/ICV* na equação (8).

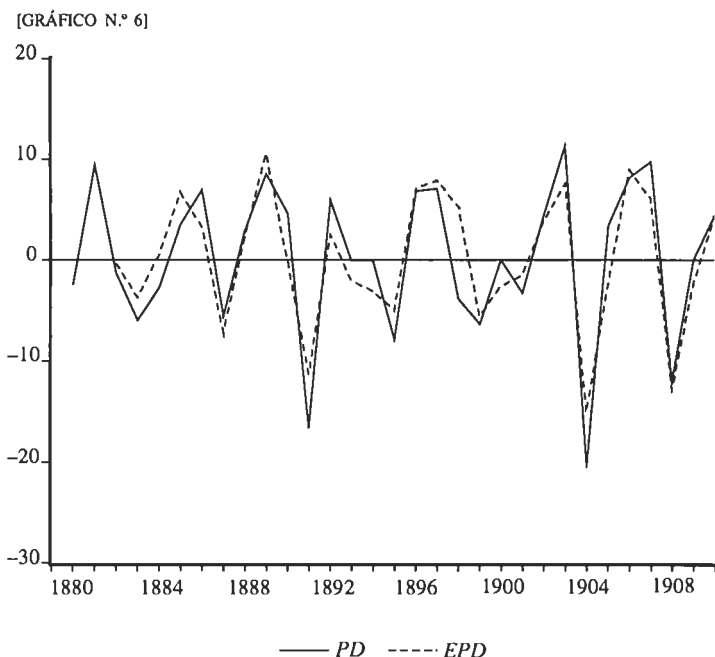
significância³⁴. Tal resultado não deve, pensamos, ser tomado como evidência conclusiva para a rejeição da hipótese do *crowding-out* na medida em que o modelo não controla o lado da oferta interna de fundos, pela manifesta dificuldade em obter *proxies* para os níveis de poupança.

A qualidade do ajustamento da equação (10) revelou-se algo deficiente, como o sugere o baixo valor do seu coeficiente de determinação simples e ajustado³⁵.

Das três equações, a das expectativas inflacionárias (9) é a que apresenta uma melhor qualidade do ajustamento, o que pode confirmar-se pelo gráfico n.º 6, que retrata as séries *PD* (variação observada da inflação) e *EPD* (expectativas).

Contrariamente à *ID*, as estimativas dos coeficientes de PD_{-1} e PD_{-2} parecem significar que existe um ajustamento parcial da inflação, na medida em que são ambas negativas e estatisticamente significativas.

Variação observada da inflação e suas expectativas 1882-1910



³⁴ O valor absoluto da estimativa de c_8 vem igualmente diminuído de 40%, mas mantém-se significativo a 5%.

³⁵ Neste último caso, o que deixa o indício de que boa parte da qualidade do ajustamento se deve ao elevado número de variáveis incluídas na equação (10). Quanto à estrutura dos termos de perturbação, não faz sentido comentar a autocorrelação a partir da estatística Durbin

Desde logo, como já foi bem enfatizado, parece aconselhável a tentativa de alargar a série das taxas de juro ao período 1855-1878, de forma a proceder ao mesmo teste, mas no quadro de um período histórico que, à partida, parece melhor quadrar-se a tal propósito.

De igual modo, a deficiente qualidade de alguns dos resultados económicos deixa abertas algumas vias de reformulação do trabalho de modelização e estimativa.

A questão porventura mais premente prende-se com a especificação da terceira equação, da variação real da dívida, ajustada em virtude dos problemas empíricos da utilização da variação real da dívida, ao invés dos encaixes reais do endividamento. E o expediente de incluir a taxa de juro entre os regressores da *VRD*, mau-grado o sinal aparentemente consentâneo com a hipótese do «enviesamento de simultaneidade» de Heim e Mirowski, parece, afinal, não ter sido suficiente. Os resultados obtidos, em termos da fraca capacidade explicativa das variáveis exógenas escolhidas, assim o parecem indicar.

Poderá então fazer sentido procurar incluir outras *proxies* que captem parte da capacidade explicativa assim não coberta. Entre elas, variáveis que reflectam o elemento de risco da remuneração da dívida, por exemplo, recorrendo a uma medida de solvabilidade análoga à de Valério (1986). Contudo, solução preferível será sempre conseguir aceder a dados da dívida idênticos às *real net receipts from borrowing* de Heim e Mirowski.

As conclusões retiradas da estimativa podem então vir a estar na dependência das respostas que venham a obter-se para estas questões.

Para recapitular, as principais conclusões que podem retirar-se da estimativa são as seguintes.

O ajustamento parcial da taxa de juro não é suportado pelos dados. Ou seja, após obter a informação relevante, o mercado financeiro seria capaz de alterar rapidamente (isto é, no mesmo ano) a taxa de juro. O que é intuitivo.

Não existe evidência de acomodação monetária ou, pelo menos, de que esta tivesse sido suficiente para contrariar a elevação da taxa de juro. O que também não espanta quando a maioria do período amostral está para além de 1892, época de desaceleração monetária.

Existe apenas evidência moderadamente favorável ao *crowding-out* e apenas quando concomitante à variação da dívida. A médio prazo, isto é, adicionando todos os desfasamentos, a relação entre a taxa de juro e a variação da dívida esbate-se por completo. Mas a este resultado não deve ser alheio o período amostral, como referido acima.

Embora os agentes pareçam deter uma apreciável capacidade de previsão das flutuações da inflação, apenas transmitem uma pequena fracção desse conhecimento para a taxa de juro nominal que exigem. O que sugere

que definiriam o prémio inflacionário por referência à evolução de longo prazo da inflação, ignorando a sua volatilidade de curto prazo.

BIBLIOGRAFIA

- ANDRADE, Anselmo de (1997), *Relatórios e Propostas de Fazenda* (1.^a ed., 1911), in *Portugal Económico e Outros Escritos Económicos e Financeiros (1911-1925)*, introdução e notas de David Justino, Lisboa, Banco de Portugal, col. «Obras Clássicas do Pensamento Económico Português».
- ANDRADE, Anselmo de (1923), *Evolução da Moeda*, Coimbra, Coimbra Editora.
- BARRO, Robert, J. (1974), «Are governments bonds net wealth?», in *Journal of Political Economy*, vol. 82 (6), Novembro-Dezembro, pp. 1095-1117.
- BLACK, Robert e GILMORE, Claire (1990), «Crowding-out during Britain's industrial revolution», in *Journal of Economic History*, vol. 50, Março, n.º 1, pp. 109-131.
- BLANCHARD, Olivier Jean (1987), «Crowding-out», in J. Eatwell et al. (eds.), *The New Palgrave: a Dictionary of Economics*, Londres, Macmillan, vol. 1, pp. 728-730.
- EISNER, Robert, e PIEPER, Paul J. (1984), «A new view of the federal debt and budget deficits», in *American Economic Review*, vol. 74, Março, pp. 11-29.
- FUSCHINI, Augusto (1899), *O Presente e o Futuro de Portugal*, Lisboa, Companhia Typographica.
- GODINHO, V. Magalhães (1971), *Estrutura da Antiga Sociedade Portuguesa*, 1.^a ed., Lisboa, Arcádia (3.^a ed., 1977).
- GREENE, William H. (1993), *Econometric Analysis*, 2.^a ed., Prentice-Hall.
- HEIM, Carol, e MIROWSKI, Philip (1987), «Interest rates and crowding-out during Britain's industrial revolution», in *Journal of Economic History*, vol. 47, Março, pp. 117-139.
- JOHNSTON, J. (1984), *Econometric Methods*, 3.^a ed., Nova Iorque, McGraw-Hill.
- JUSTINO, David (1989), *A Formação do Espaço Económico Nacional — Portugal 1810-1913*, 1.^a ed., Lisboa, Vega.
- JUSTINO, David (1990), *Preços e Salários em Portugal (1850-1912)*, Lisboa, Banco de Portugal, série «História Económica».
- LAINS, Pedro (1995), «Savings banks in Portuguese banking, 1880-1930: the role of *Caixa Económica Portuguesa*», comunicação ao XV Encontro da Associação Portuguesa de História Económica e Social, Évora, 27-28 de Outubro.
- MARTINS, Joaquim Pedro d'Oliveira (1996), *Portugal Contemporâneo* (1.^a ed., 1881), Lisboa, Publicações Europa-América.
- MATA, Eugénia (1984), «A unidade monetária portuguesa face à libra — 1891-1931», Lisboa, Universidade Nova, *working paper* n.º 22.
- MATA, Eugénia (1990), «Conjuntura económica e conjuntura política em Portugal da Regeneração à República», in *Economia*, vol. 14, n.º 1, Janeiro, pp. 51-84.
- MATA, Eugénia (1993), *As Finanças Públicas Portuguesas da Regeneração à Primeira Guerra Mundial*, Lisboa, Banco de Portugal, série «História Económica».
- MATA, Eugénia, NUNES, Ana Bela, e VALÉRIO, Nuno (1989), «Portuguese economic growth 1833-1985», in *Journal of European Economic History*, vol. 18, n.º 2, pp. 291-330.
- MATA, Eugénia, NUNES, Ana Bela, e VALÉRIO, Nuno (1991), «Portuguese economic growth 1833-1985: some comments on Pedro Lains' and Jaime Reis' doubts», in *Journal of European Economic History*, vol. 20, n.º 2, pp. 455-458.
- MATA, Eugénia, e VALÉRIO, Nuno (1994a), «Estabilidade monetária, disciplina orçamental e desempenho económico em Portugal desde 1854», in Barry Echengreen (org.), *Conference on Historical Perspectives on the Gold Standard*, Arrábida, Fundação Luso-Americana para o Desenvolvimento, pp. 259-264.

- MATA, Eugénia, e VALÉRIO, Nuno (1994b), *História Económica de Portugal — Uma Perspectiva Global*, 1.ª ed., Lisboa, Editorial Presença.
- MISKIN, Frederic S. (1982), «Does anticipated monetary policy matter? An econometric investigation», in *Journal of Political Economy*, vol. 90, n.º 1, pp. 22-51.
- QUARESMA, Vitor S. (1988), *A 'Regeneração' Economia e Sociedade*, Lisboa, Publicações Dom Quixote.
- REIS, Jaime (1984), «O atraso económico português em perspectiva (1860-1913)», in *Análise Social*, vol. xx (80), pp. 7-28.
- REIS, Jaime (1990), *A Evolução da Oferta Monetária Portuguesa 1854-1912*, Lisboa, Banco de Portugal, série «História Económica».
- SANTOS, Fernando Teixeira dos (1985), *Three Essays on Portuguese Monetary Economics*, dissertação de doutoramento pela Universidade da Carolina do Sul.
- SIEGEL, Jeremy J. (1979), «Inflation-induced distortions in government and private savings statistics», in *Review of Economics and Statistics*, 61, Fevereiro, pp. 83-90.
- VALÉRIO, Nuno (1986), «Expectativas dos credores externos sobre a solvabilidade do Estado português 1881-1910», in *Revista de História Económica e Social*, n.º 18, Julho-Dezembro.
- VALÉRIO, Nuno (1994), *As Finanças Públicas Portuguesas entre as Duas Guerras Mundiais*, 1.ª ed., Lisboa, Edições Cosmos.
- WILLIAMSON, Jeffrey (1984), «Why was British growth so slow during the industrial revolution?», in *Journal of Economic History*, vol. 44, Setembro, pp. 687-712.
- WILLIAMSON, Jeffrey (1987), «Has crowding-out really been given a fair test? A comment», in *Journal of Economic History*, vol. 47, Março, pp. 214-216.

ANEXOS

ANEXO N.º 1

Se Z_{t-1} é o vector de variáveis que resumem a informação disponível no momento da previsão, segundo Mishkin as expectativas de inflação podem ser dadas por uma equação $\hat{P}_t = \beta Z_{t-1} + u_t$, em que u_t tem espectro branco e é ortogonal com Z_{t-1} .

Então a melhor previsão da inflação seria dada pelo $E(\hat{P}_t | Z_{t-1}) = \beta Z_{t-1}$.

Em termos empíricos surge a questão de saber que variáveis incluir em Z_{t-1} . Refere, a propósito, Mishkin que «economic theory might not be very valuable in generating an accurate model of expectations formation because it is difficult on theoretical grounds to exclude any piece of information available at time $t-1$ as a useful predictor of a policy variable and thus from the Z -vector» (1982, p. 29). Tem-se então de recorrer a um procedimento estatístico. Mishkin considera valores desfasados até quatro trimestres de uma série de variáveis que inclui na equação das expectativas na medida em que a qualidade do ajustamento melhore significativamente (pelo habitual teste F).

Antes de prosseguirmos, no nosso caso, em que apenas dispomos de dados anuais, tivemos de tentar adaptar este procedimento. Para tal começámos por experimentá-lo com um único desfasamento (anual), por analogia com os quatro trimestres. Só que, dessa forma, nenhuma das variáveis testadas integraria a equação das expectativas. Considerámos então um desfasamento de dois anos. Além de os resultados

assim obtidos terem sido bastante satisfatórios, não se tentaram desfasamentos mais longos porque isso poderia inviabilizar (como em breve se compreenderá) a estimativa da primeira equação do modelo.

Fechado este parêntesis, partiu-se da equação $PD_t = b_0 + b_1 PD_{t-1} + b_2 PD_{t-2}$ e foram-se incluindo novas variáveis caso os seus dois termos desfasados melhorassem o ajustamento de forma estatisticamente significativa. Porque a significância, assim aferida, das variáveis pode ser afectada pela ordem em que fossem incluídas na regressão, também se incluíram as variáveis excluídas nos primeiros estádios nos estádios seguintes³⁶. Os resultados encontram-se resumidos no quadro A.1.

Construção iterada da equação das expectativas inflacionárias

[QUADRO A.1]

Regressores (com 2 lags)	F obs
PD, ID	6,4603**
PD, IER	0,5312
PD, BP	0,3641
PD, SALD	3,1974
PD, VRD	4,5324*
PD, ID, VRD, IER	0,5246
PD, ID, VRD, BP	0,3499
PD, ID, VRD, SALD	4,8626*
PD, ID, VRD, SALD, IER	4,6966*
PD, ID, VRD, SALD, BP	1,9698
PD, ID, VRD, SALD, IER, BP	2,9788

** Estatisticamente significativo a um $\alpha=1\%$.

* Estatisticamente significativo a um $\alpha=5\%$.

Os valores do F obs referem-se ao último regressor de cada lista.

ANEXO N.º 2

Em virtude das relações de simultaneidade existentes entre as três equações do sistema, o método SURE estaria, à partida, excluído para a sua estimativa. Na opção entre métodos de «informação parcial» e o 3SLS pesou a questão da eficiência dos estimadores. Ao que acresceu, da estimação ensaiada por 2SLS, uma correlação apreciável entre os resíduos de estimativa das três equações. E que, portanto, mais aconselhava o recurso ao 3SLS.

³⁶ Miskhin (1982), pp. 31-32, refere que isto corresponde a correr testes multivariados de Granger, conquanto pretenda testar-se o conteúdo preditivo das variáveis, e não a existência de relações causais entre elas.

Como o sistema é não linear nos parâmetros [pela equação (10)] e nas variáveis [pela (7)], a estimativa é iterada. Empregou-se como *software* o *EViews* 2.0, que utiliza o algoritmo de convergência *Marquardt*.

Para a escolha das variáveis instrumentais seguiu-se a regra de incluir todas as variáveis exógenas presentes nas três equações³⁷, independentemente da forma funcional em que aparecem [isto é relevante para a equação (7), em que, por exemplo, se considerou como variável instrumental $I-IER$, e não $(I-IER)/ICV$], já que a estimativa não linear procede pela aproximação a um polinómio de Taylor da forma funcional.

ANEXO N.º 3

A introdução de não linearidades nas relações entre as variáveis do modelo impossibilita a determinação algébrica da função que relaciona cada uma das variáveis endógenas com o conjunto das variáveis exógenas, ou seja, a forma reduzida do modelo. A falta da forma reduzida inviabiliza a quantificação e o estudo da significância do impacto das variáveis exógenas sobre as endógenas através da simples observação dos valores das estimativas dos parâmetros do modelo na forma estrutural, obtidos da estimativa do modelo por 3SLS.

Na determinação da forma reduzida do modelo, em substituição da solução algébrica, foi seguido o método de Monte Carlo, no *software Visual Basic 5.0*. Como a forma reduzida é não linear relativamente aos parâmetros, a sua determinação foi feita igualando todas as variáveis exógenas (predeterminadas e endógenas desfasadas) aos seus valores médios amostrais no período 1879-1910 e realizando 1000 extracções para cada ano do horizonte temporal. Assumiu-se ainda que os estimadores dos parâmetros da forma estrutural seguem a lei normal. Este procedimento foi repetido para os três casos considerados:

- Um caso sem qualquer intervenção exógena sobre o valor da dívida nominal para servir de controle;
- Um primeiro caso de intervenção através de um choque exógeno impulsional de 7120 contos concretizado no ano anterior ao horizonte temporal considerado³⁸;
- Uma segunda hipótese de intervenção sob a forma do aumento (desfasado) de 7120 contos à dívida ao longo de todos os anos em análise.

³⁷ Mas não as ICV , ICV_{-1} e DR_{-1} já que são parte das variáveis endógenas PD e VRD . É o caso, por exemplo, de $P = ICV/ICV_{-1} - 1$.

³⁸ Note-se que, como a variável DR se obtém de uma das variáveis endógenas do modelo ($DR = DR_{-1} + VRD$), não é possível simular o impacto de uma variação contemporânea de DR sobre o valor de equilíbrio dela mesma. Donde o expediente de variar a dívida real com um período de desfasamento (DR_{-1} , que já não depende de VRD).