
**CAPÍTULO V- OS FACTORES DETERMINANTES DA PROBABILIDADE DE
DESEQUILÍBRIO FINANCEIRO DOS MUNICÍPIOS PORTUGUESES-
ESTUDO EMPÍRICO**

CAPÍTULO V-OS FACTORES DETERMINANTES DA PROBABILIDADE DE DESEQUILÍBRIO FINANCEIRO DOS MUNICÍPIOS PORTUGUESES- ESTUDO EMPÍRICO

1. Introdução

O propósito deste capítulo é identificar empiricamente os principais factores explicativos das situações de desequilíbrio financeiro dos municípios portugueses, procurando dar resposta às seguintes questões:

a) em que medida as situações de desequilíbrio financeiro dos municípios são motivadas pelas opções de gestão municipal dos executivos camarários?

b) as variáveis políticas são relevantes, ou seja, o posicionamento no espectro político pode influenciar o desempenho dos executivos municipais e contribuir, por esta via, para uma maior probabilidade de ruptura financeira dos municípios?

c) qual é a importância relativa do grau de desenvolvimento económico e social dos municípios na explicação da ruptura financeira, isto é, podemos identificar características estruturais dos municípios que, independentemente da qualidade de gestão municipal, os tornam à partida mais propensos à ruptura financeira?

O conceito de desequilíbrio financeiro é definido como a situação financeira do município que consubstancia a presença de dificuldades financeiras, persistentes no tempo, por as receitas municipais, incluindo os empréstimos contraídos, não serem suficientes para cumprir com compromissos assumidos junto de fornecedores e instituições de crédito.

Como ficou explícito no Capítulo III (Secção 4.1), a literatura sobre as determinantes das dificuldades financeiras ao nível local é unânime em concluir que uma crise financeira a este nível de governação é o resultado da combinação de factores diversos, discordando, no entanto, acerca da natureza dessas condicionantes, se predominantemente de natureza estrutural, para além do controlo dos responsáveis locais, ou se predominam os factores de natureza endógena, como as opções de gestão e a influencia de factores de natureza política.

Podendo ser considerados vários critérios quanto ao que se entenderá por uma situação “consumada” de desequilíbrio financeiro, e tendo em conta o enquadramento regulamentar previsto na Lei das Finanças Locais para as situações de desequilíbrio financeiro dos municípios portugueses, optou-se pelo mais objectivo, isto é, assumiu-se

que estão nessa situação os municípios que num certo período do tempo celebraram contratos de saneamento financeiro ou de reequilíbrio financeiro. Nos termos do enquadramento regulamentar dos contratos de saneamento financeiro municipal e de ruptura financeira municipal, os requisitos exigidos aos municípios para a celebração destes contratos têm implícito uma situação de desequilíbrio financeiro de carácter conjuntural ou estrutural, respectivamente, aferida a partir de critérios objectivos diversos, que, na sua essência, traduzem o endividamento excessivo do município e a incapacidade do mesmo para fazer face aos compromissos assumidos perante terceiros, em virtude da insuficiência de recursos¹¹⁷.

Neste sentido, o estudo aqui realizado é direccionado para a análise da probabilidade dos municípios celebrarem contratos desta natureza. A estimação do modelo Probit permite que se use a própria celebração de contratos de saneamento/reequilíbrio financeiro como variável dependente e, deste modo, que se possa avaliar directamente o impacto de um conjunto de factores, de natureza diversa, sobre a probabilidade dos municípios entrarem em desequilíbrio financeiro.

O estudo empírico com base no modelo Probit foi já objecto de apresentação em reuniões científicas, e inclusive objecto de publicação (Lobo *et al*, 2011).

A estimação do modelo Probit é precedida, numa primeira parte do estudo, por dois ensaios econométricos distintos, que não incidem ainda sobre a ruptura financeira ao nível municipal assim definida. Concretamente, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), estimam-se dois modelos em que as respectivas variáveis dependentes, ambas reportadas a 31 de Dezembro de 2006, são, num primeiro momento, a dívida líquida municipal, em percentagem da receita não financeira, e, num segundo momento, a dívida de curto prazo municipal em termos per capita. Tratando-se de uma forma indirecta de aferir os factores que estão na base do desequilíbrio financeiro dos municípios, o objectivo com a estimação destes dois modelos é definir, numa fase preparatória à estimação do modelo Probit, as potenciais variáveis que explicam o desequilíbrio financeiro ao nível municipal. Se admitirmos como proxy para o risco de desequilíbrio financeiro os valores elevados da dívida líquida municipal ou da dívida de curto prazo, é natural esperarmos que os factores que explicam a dívida

¹¹⁷ O enquadramento regulamentar dos contratos de saneamento e de reequilíbrio financeiro dos municípios Portugueses foi analisado no Capítulo III.

líquida e a dívida de curto prazo municipais sejam, genericamente, os mesmos que levam à celebração dos contratos de saneamento ou de reequilíbrio financeiro.

2. Análise preliminar aos determinantes do desequilíbrio financeiro municipal

2.1 Os determinantes da dívida líquida municipal

Neste primeiro modelo, o objectivo é aferir os factores que explicam a dívida líquida municipal¹¹⁸. A variável dependente (*Dívida Líquida_2006*) é definida em percentagem da receita não financeira, de forma a contemplar as diferenças de dimensão entre os municípios, para 31 de Dezembro de 2006¹¹⁹ para os 278 municípios portugueses do continente¹²⁰

A dívida líquida em percentagem da receita não financeira foi modelizada como função de valores desfasados da variável dependente¹²¹), de um vector de variáveis de natureza financeira (definidas em termos da receita não financeira municipal), de um vector de variáveis políticas (respeitantes ao executivo municipal que tomou posse nas eleições municipais de 9 de Setembro de 2005), e de um vector de variáveis de caracterização socio-económica do município. As variáveis financeiras traduzem (ainda que em alguns casos de forma algo indirecta) as opções de gestão dos executivos autárquicos. No segundo grupo de variáveis incluímos variáveis políticas que nos permitem testar se o desempenho dos municípios é influenciado pelas vicissitudes da decisão política. Relativamente ao terceiro grupo de variáveis, aquelas que permitem retratar os municípios em termos económicos e sociais, pretende-se testar se as disparidades, quer ao nível do potencial de realização de receitas próprias, quer ao nível das necessidades de realização de despesa pública local, são relevantes para explicar o desequilíbrio financeiro municipal.

¹¹⁸ O stock líquido da dívida é a diferença entre a soma dos passivos financeiros do município e a soma de activos financeiros, como saldo de caixa, depósitos e aplicações financeiras.

¹¹⁹ O ano de 2006 é o ano mais recente para o qual, à data da estimação do modelo, estão disponíveis dados para o balanço das contas municipais no Portal Autárquico. <http://www.portalautarquico.pt/portalautarquico/>

¹²⁰ Apenas se consideram os municípios do continente porque, por razões de disponibilidade de dados, a estimação do modelo Probit foi feita para este universo dos municípios portugueses.

¹²¹ Não estando à data publicados pela Direcção Geral das Autarquias Locais (DGAL) o balanço dos municípios para o ano de 2005, a opção recaiu naturalmente pelo ano de 2004.

No Quadro 1 é feita uma descrição pormenorizada de todas as variáveis independentes consideradas na análise empírica.

Quadro 1

Definição das variáveis independentes do modelo da dívida líquida municipal

Variável	Descrição
<i>Variáveis Financeiras</i>	
Dívida Líquida_2004	Variável Desfasada da dívida líquida municipal em percentagem da receita não financeira (31 de Dezembro de 2004)
Despesa_Pessoal	Despesa municipal com pessoal em percentagem da receita não financeira (2006)
Investimento_56 Investimento_36	Despesa municipal de investimento (directo e indirecto) em percentagem da receita não financeira. Foram calculadas as médias para os anos de 2005 e 2006 (Investimento_56) e para os anos de 2003 a 2006 (Investimento_36)
Receitas_Próprias	Receitas próprias municipais em percentagem da receita não financeira (2006)
<i>Variáveis Políticas</i>	
Direita	Variável dicotómica que assume o valor 1 se o Presidente da Câmara é de um partido de direita (PPD/PSD e coligação PPD/PSD-CDS-PP) e zero caso contrário VER INDEPENDENTES
Maioria	Variável dicotómica que assume o valor 1 se o Presidente da Câmara tem maioria de vereadores no executivo (Câmara Municipal), e zero caso contrário
Alternância	Variável dicotómica que assume o valor 1 se o Presidente da Câmara é de partido diferente do Presidente no mandato anterior (alternância política), e zero caso contrário
<i>Variáveis Socio-económicas</i>	
Densidade_Populacional	Densidade Populacional do município, expressa em número de habitantes por quilómetro quadrado (2006)
População	Variável que classifica a população municipal segundo 4 categorias, seguindo o critério de remuneração dos Presidentes de Câmara: 1) Lisboa e Porto; 2)outros municípios com população superior a 40000; 3) municípios com população entre 10000 e 40000; 4) restantes municípios.
População_15	Percentagem da população do município com menos de 15 anos (2006)
População_65	Percentagem da população do município com mais de 65 anos (2006)
IPC	Indicador per Capita do Poder de Compra Concelhio (2005)
Litoral	Variável dummy que toma o valor 1 se o município se localizar geograficamente no Litoral e o valor 0 se for do Interior.

As variáveis de natureza financeira foram definidas a partir das contas de gerência dos municípios, publicadas pela Direcção Geral das Autarquias Locais (DGAL), no portal autárquico <http://www.portalautarquico.pt/portalautarquico/>. Com excepção da variável *dummy* Litoral/Interior, todas as variáveis de caracterização socio-económica do município foram retiradas do CD-ROM “O País em Números” do Instituto Nacional de Estatística (INE), edição de 2008 (Instituto Nacional de Estatística, 2008). A categorização dos municípios em Litoral/Interior segue a classificação feita por Rodrigues (1995) para a definição da variável dependente de suporte ao estudo empírico que produziu um Índice de Interioridade para os municípios de Portugal Continental. As variáveis políticas referem-se ao executivo municipal que tomou posse com as eleições municipais de 9 de Setembro de 2005, e têm como fonte a Comissão Nacional de Eleições, que publica os resultados eleitorais ao nível concelhio no endereço da Internet <http://www.cne.pt/>

Os resultados obtidos com a estimação do modelo da dívida líquida municipal, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), são apresentados no Quadro 2. Para cada variável, é apresentado o respectivo coeficiente estimado, a estatística-t para a hipótese nula de que o coeficiente estimado é nulo (entre parênteses) e o nível de significância estatística até ao qual a hipótese nula é rejeitada (assinalado com asteriscos). R^2 é o coeficiente de determinação e R^2_{adj} é o coeficiente de determinação corrigido pelo número de graus de liberdade do modelo. É ainda apresentado o Critério de Informação de Akaike (Akaike I.C.), que permite seleccionar, de entre as modelizações alternativas ensaiadas, a que melhor descreve a realidade (de acordo com este indicador, o modelo que melhor descreve a realidade é aquele que minimiza o valor do indicador).

Os resultados dos testes da significância conjunta dos coeficientes do modelo (que não as constantes, estatística F), da heterocedasticidade (teste de White), da especificação correcta do modelo (Ramsey Reset Test), são apresentados no final do quadro, bem com os respectivos valores *p* (nível de significância mais baixo para o qual a hipótese nula do teste é rejeitada).

Quadro 2

Resultados da estimação para a dívida líquida municipal

Dívida Líquida_2006	1	2	3	4	5
const	-7,439 (-0,907)	-48,658 (-2,574)**	-81,522 (-7,124)***	-37,965 (-3,314)***	-1,689 (0,080)
Dívida Líquida_2004	0,956 (25,115)***	0,985 (25,483)***	0,988 (25,645)***	0,941 (23,745)***	0,945 (22,748)***
Despesa_Pessoal	0,948 (4,753)***	1,798 (6,776)***	1,770 (6,644)***	1,144 (5,158)***	1,192 (4,900)***
Investimento_56*	---	1,022 (5,780)***	1,052 (5,705)***	0,350 (2,839)***	0,277 (2,096)**
Investimento_36*					
Receitas_Próprias	-0,344 (-4,723)***	---	---	---	---
Direita	7,374 (-2,503)**	6,764 (-2,322)**	6,375 (-2,168)**	7,615 (-2,533)**	7,903 (-2,666)***
Maioria	7,681 (1,426)	---	---	---	---
Alternância	-2,911 (-0,655)	---	---	---	---
Densidade_Populacional	---	-0,003 (-2,847)***	-0,003 (-2,680)***	---	---
População	---	-4,124 (-1,448)	-2,024 (-0,709)	---	-1,514 (-0,484)
População_15	---	-1,546 (-2,100)**	---	---	-1,823 (-2,408)**
População_65	---	---	0,198 (0,675)	---	---
IPC	---	---	---	---	-0,132 (-2,079)**
Litoral	---	---	---	-7,969 (-2,742)***	---
R²	0,824689	0,842019	0,839369	0,819309	0,824235
R⁻²	0,820779	0,837893	0,835174	0,815963	0,819644
Akaike I.C.	9,203780	9,106940	9,123576	9,226765	9,213614
Estatística F	210,9033	204,0587	200,0604	244,8523	179,5378
<i>valor p</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de White					
Estatística F	2,753378	2,489616	2,572812	3,621360	2,320892
<i>valor p</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
Ramsey Reset Test					
Estatística F	2,082052	1,511693	1,9519669	2,709836	1,783159
<i>valor p</i>	0,1502	0,2200	0,1635	0,1009	0,1829
Nº Observações	276	276	276	276	276

Notas: i) entre parêntesis apresentam-se as estatísticas-t; a hipótese nula é rejeitada a *** 1%, ** 5%, * 10%; ii) nas regressões 4 e 5, a variável Investimento foi calculada como a média das despesas de investimento para os anos 03/04/05/06 (Investimento_36); nos outros ensaios a variável Investimento refere-se à média para os anos de 2005 e 2006 (Investimento_56); iii) o número de observações não perfaz as 278 observações, correspondentes aos municípios portugueses do continente, em resultado de falhas de informação nos dados dos balanços dos municípios; iv) todas regressões foram estimadas com o recurso ao programa econométrico Gretl.

Podemos dizer que a qualidade global dos ajustamentos em todas as regressões é boa, já que, quer o coeficiente de determinação R^2 , quer o coeficiente de determinação ajustado \bar{R}^2 , são sempre superiores a 0,82. A estatística F indica que, em todas as regressões, as variáveis explicativas são globalmente significativas na explicação da variável endógena, para um nível de significância de 1%. Com base no teste de White, a hipótese nula da homocedasticidade pode ser rejeitada com um nível de confiança de 1% em todas as regressões. Assim, e para controlar a heterocedasticidade, (à partida provável nas análises cross section) foram usadas covariâncias robustas (estimadores consistentes de White)-os níveis de significância apresentados para cada variável são já o resultado da aplicação deste procedimento. Foi ainda realizado o teste de Ramsey para avaliar a especificação correcta do modelo enquanto modelo linear: em nenhuma das regressões é possível rejeitar a hipótese da especificação correcta do modelo para um nível de significância de 10%.

A estimação nas diferentes regressões inclui todas as variáveis de natureza financeira e socio-económicas definidas no Quadro 1, com excepção daquelas em que o grau de correlação com outras variáveis, por ser muito elevado, gerou problemas de multicolinearidade (a inclusão conjunta das variáveis em causa determinou a sua insignificância estatística, pela elevada correlação entre elas).

No que diz respeito à análise individual das diferentes variáveis, e começando pelas variáveis de natureza financeira, são de destacar os seguintes resultados:

i) a variável despesas com pessoal (**Despesa_Pessoal**) apresenta sempre um coeficiente de sinal positivo, e mantém-se estatisticamente significativa a um nível de significância de 1% nas várias regressões apresentadas. Este resultado é uma sustentação sólida da ideia de que as despesas com pessoal, ao constituírem uma rubrica das despesas correntes com grande inflexibilidade e muito susceptíveis de serem influenciados pelos grupos de interesses, constituem um importante constrangimento à gestão dos recursos dos municípios. Podendo estar em causa a disponibilidade de recursos para o financiamento de outro tipo de despesas, haverá uma maior pressão para endividamento, pelo que se esperava um sinal positivo para o coeficiente desta variável, que se veio a confirmar;

ii) também a variável investimento (**Investimento**) é estatisticamente significativa a um nível de significância de 1% sempre que foi incluída na regressão, e o

sinal do seu coeficiente, sempre positivo, é o esperado¹²². A inclusão desta variável baseia-se no princípio da equidade intergeracional que preside à eleição do endividamento como instrumento de financiamento das despesas de capital. Sendo este princípio respeitado na gestão municipal, esperava-se um sinal positivo para o coeficiente desta variável, na medida em os municípios que mais investem têm uma maior justificação, e porventura também uma maior pressão, para o endividamento.

iii) no respeitante à variável receitas próprias (**Receitas Próprias**), esta apresenta (regressão 1) um coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 1%, de sinal negativo conforme o esperado. A evidência empírica é, portanto, no sentido de que o risco de desequilíbrio financeiro é menor nos municípios com maior capacidade de obtenção de receitas próprias, ou por estes recorrerem menos ao endividamento e/ou pela maior facilidade de mobilizarem recursos próprios para cumprirem com os seus compromissos.

Relativamente às variáveis políticas, a variável que traduz a orientação política de direita do Presidente da Câmara (**Direita**) revelou-se estatisticamente significativa em todas as regressões (com um nível de significância de 1% na última regressão, e com um nível de significância de 5% nas restantes), e sempre com sinal positivo para o respectivo coeficiente. É curioso observar que, ao contrário de que alguns analistas presumem, existe evidência de que os executivos camarários geridos por presidentes de partidos da direita se revelaram menos rigorosos na gestão dos recursos municipais. De facto, a evidência empírica é de que, em condições *ceteris paribus*, a propensão para a ruptura financeira dos municípios será maior nos casos em que o Presidente da Câmara é de um partido de direita. Nas regressões correspondentes aos ensaios 2, 3, 4 e 5, excluíram-se as variáveis políticas **Maioria** e **Alternância**, por se terem obtido coeficientes não estatisticamente significativos na estimação da primeira regressão (coluna 1).

Considerando agora as variáveis de caracterização socio-económica do município, apenas a variável **População** não é estatisticamente significativa nas

¹²² Nas três primeiras regressões, a variável Investimento refere-se à média para os anos de 2005 e 2006. Nas regressões 4 e 5, considerou-se o Investimento como média das despesas de investimento para os anos 03/04/05/06. Com esta última opção foi reduzido o grau de correlação entre a variável investimento e as variáveis IPC e Litoral, conseguindo-se, assim, que os respectivos coeficientes sejam estatisticamente significativos.

regressões em que foi considerada (colunas 2, 3 e 4). Esperava-se que esta variável captasse a diferença entre os municípios em termos da necessidade de realização de despesas ao nível municipal ou da capacidade de realização de receitas próprias, dependentes da dimensão populacional. Relativamente às outras variáveis económico-sociais, é de salientar que:

i) as estimativas obtidas indicam que, quanto maior for a densidade populacional (**Densidade_Populacional**), menor é a dívida líquida do município. Esta variável é estatisticamente significativa a 1% nas duas regressões em que foi considerada (colunas 2 e 3), em ambos os casos com sinal negativo. Enquanto proxy do grau de urbanização do município, o sinal da variável densidade populacional à partida seria ambíguo, pois se, por um lado, os municípios com maior densidade populacional são geralmente os mais ricos, logo, com maior capacidade de gerar receitas próprias via impostos locais, este efeito poderá ser enviesado pelo facto dos cidadãos desses municípios exigirem mais e melhores serviços locais, potenciando o aumento das despesas municipais em investimento e, por esta via, o endividamento. Poderíamos também considerar que, à partida, os municípios com maior densidade populacional podem ter uma despesa municipal em investimento menor, em função de potenciais economias de escala ligadas a esses investimentos. Assim, os resultados obtidos para a variável densidade populacional, com um coeficiente de sinal negativo, sugerem que a influencia desta variável, no sentido da diminuição do risco de desequilíbrio financeiro dos municípios, está associada à maior capacidade de obtenção de receitas próprias que caracterizam as áreas mais urbanas e às economias de escala que aí predominam;

ii) ainda em relação aos indicadores demográficos, as variáveis que medem a percentagem da população com menos de 15 anos (**População_15**, colunas 2 e 5) e com mais de 65 anos (**População_65**, coluna 3), apenas a primeira é estatisticamente significativa, com um nível de significância de 5%. À partida, o sinal esperado para a variável **População_15** tanto poderia ser positivo como negativo: se tivermos em conta que esta variável reflecte as diferentes procuras de bens públicos por parte de grupos específicos da população do município, que têm necessidades particulares, nomeadamente ao nível da educação e dos serviços sociais, necessidades essas asseguradas ao nível local, esperar-se-ia um sinal positivo para o respectivo coeficiente; por outro lado, não nos podemos abstrair do facto de que os municípios onde o peso da população com mais de 15 anos é mais elevado, serem também municípios claramente com maior capacidade de obtenção de receitas próprias (o coeficiente de correlação

entre as variáveis **Receitas_Próprias** e **População_15**) é +66,6%), logo, com menor risco de desequilíbrio financeiro. Uma vez que o sinal do coeficiente da variável **População_15** assumiu o sinal positivo, a evidência é de que foi esta última a influência que prevaleceu. Relativamente ao coeficiente da variável **População_65**, o sinal esperado era o negativo, como se confirmou, apesar de não ser estatisticamente significativa: para além das necessidades específicas em termos de despesa pública local, os municípios mais envelhecidos são notoriamente municípios com menor capacidade de obtenção de receitas próprias (o coeficiente de correlação entre as variáveis **Receitas_Próprias** e **População_65** é -66,1%), por serem municípios em zonas de recessão demográfica ou com crescimento lento da população;

iii) com a inclusão no modelo das variáveis **Litoral**, representativa do litoral, e da variável Indicador per Capita do Poder de Compra Concelhio (**IPC**), procuramos responder à seguinte questão: há municípios estruturalmente mais difíceis de gerir, onde à partida há sempre um maior risco de ruptura financeira? Sabemos que as receitas municipais, e em particular os impostos directos, dependem em grande parte das características socio-económicas do concelho. Assim, estas variáveis captam, não as receitas efectivamente obtidas pelo município, mas sim o potencial de obtenção de receitas. Uma vez que ambas as variáveis são estatisticamente significativas a um nível de significância de 5% (colunas 4 e 5, respectivamente), e os seus coeficientes têm um sinal negativo, a evidência é de que as características de natureza estrutural, que não podem ser manipuladas pelo executivo municipal, influenciam positivamente os resultados da gestão dos municípios, pelo potencial de captação de receitas próprias que representam, e consequentemente diminuem o risco de desequilíbrio financeiro.

2.2 Os determinantes da dívida municipal de curto prazo

Depois de analisados os factores que explicam a dimensão da dívida líquida municipal (em percentagem da receita não financeira), o objectivo agora é analisar os factores que influenciam a dívida municipal de curto prazo (a variável dependente do modelo é a dívida municipal de curto prazo *per capita*, em 31 de Dezembro de 2006, *Dívida_Curto Prazo_pc_2006*).

Sendo que a dívida de curto prazo dos municípios é na sua grande maioria constituída por dívida a fornecedores, podemos considerar a dívida municipal de curto

prazo como uma proxy adequada para a dívida a fornecedores¹²³. Faz todo o sentido admitirmos que uma dívida a fornecedores elevada é um sinal fiável do risco de desequilíbrio financeiro dos municípios, porque é um indício da dificuldade que estes têm em fazer uma gestão adequada das suas receitas e despesas, logo, em responder perante os compromissos assumidos.

No pressuposto de que, quer a dívida líquida, quer a dívida a fornecedores, são indicadores, ainda que indirectos, das dificuldades financeiras dos municípios e do risco de ruptura financeira, espera-se que os factores que explicam a dívida líquida sejam, genericamente, também os que explicam a dívida de curto prazo. Assim, o estudo que foi feito para a dívida líquida municipal é agora repetido para a dívida de curto prazo dos municípios, seguindo basicamente a mesma metodologia. As variáveis de natureza financeira, os indicadores económico-sociais, bem como as variáveis política usadas para estimar este modelo são as mesmas que foram usadas para estimar as regressões para a dívida líquida, e naturalmente, os sinais esperados para os coeficientes estimados também são iguais aos expectáveis para o modelo da dívida líquida. Todas as variáveis financeiras foram definidas em termos *per capita*, de forma a contemplar as diferenças de dimensão entre os municípios e tentar prevenir os problemas de heterocedasticidade.

Os resultados obtidos com a estimação do modelo linear para a dívida de curto prazo pelo método dos Mínimos Quadrados Usuais são apresentados no Quadro 3.

¹²³ À data da redacção deste texto, a informação mais actualizada para a dívida de curto prazo municipal reporta a 31 de Dezembro de 2006. Segundo informação publicada pela Direcção Geral das Autarquias Locais (2002:60-61), em 2002 a grande percentagem do endividamento de curto prazo dos municípios diz respeito às dívidas a fornecedores (cerca de 99,22% da dívida a curto prazo em 31 de Dezembro de 2002), assumindo a dívida de empréstimos de curto prazo valores pouco significativos. Para além disso, e como vimos no Capítulo IV, a partir de 2002 as alterações no enquadramento regulamentar do acesso ao crédito por parte dos municípios traduziram-se um agravamento significativo das restrições ao endividamento, incentivando as dívidas a fornecedores como forma de contornar esses limites. Nestes termos, e uma vez que a informação publicada à data para a dívida de curto prazo dos municípios não individualizava a dívida a fornecedores, consideramos a dívida municipal de curto prazo em 31 de Dezembro de 2006 como uma proxy adequada para a dívida a fornecedores.

Quadro 3

Resultados da estimação para o modelo linear da dívida municipal de curto prazo

<i>Dívida_Curto Prazo_pc_2006</i>	1	2	3	4
Const	353,266 (3,58)	98,204 (1,794)	366,473 (3,799)***	99,202 (0,988)
<i>Dívida_Curto Prazo_pc_2004</i>	1,063 (14,188)***	1,064 (14,064)***	1,059 (14,273)***	1,055 (14,005)**
Despesa_Pessoal (2006)	0,333 (2,249)**	0,324 (2,086)**	0,301 (2,121)**	0,231 (1,695)*
Investimento_56 (média 2005/2006)	0,012 (0,169)	0,032 (0,463)	-0,016 (-0,239)	0,007 (0,101)
Receitas_Próprias (2006)	-0,115 (-2,196)**	-0,122 (-2,252)**		-0,159 (-2,511)**
Direita	41,654 (2,179)**	40,841 (2,143)**	38,714 (2,071)**	46,404 (2,394)**
Maioria	13,482 (0,414)	---	---	---
Alternância	-3,691 (-0,148)	---	---	---
Densidade_Populacional	0,022 (1,534)	0,024 (1,696)*	0,0190 (1,371)	---
População	-53,723 (-2,997)***	-46,895 (-2,664)***	-44,615 (-2,549)**	---
População_15	-12,318 (-2,537)**		-17,252 (-3,333)***	-9,410 (-1,821)*
População_65	---	3,327 (1,211)	---	---
IPC	---	---	---	1,524 (2,813)***
Litoral			-8,220 (-0,410)	
R²	0,733330	0,729165	0,728355	0,725662
R⁻²	0,72326	0,721050	0,720216	0,718496
Akaike I.C.	12,95991	12,96092	12,96390	12,96652
Estatística F	72,87369	89,85487	89,48759	101,2709
<i>valor p</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de White				
Estatística F	2,508256	3,139619	3,181541	4,117662
<i>valor p</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Ramsey Test				
Estatística F	6,937018	8,191708	5,188653	4,910792
<i>valor p</i>	0,0089	0,0045	0,0235	0,0275
Nº Observações	276	276	276	276

Notas: i) entre parêntesis apresentam-se as estatísticas-t; a hipótese nula é rejeitada a ***1%, **5%, *10%; ii) o número de observações não perfaz as 278 observações, correspondentes aos municípios portugueses do continente, em resultado de falhas de informação nos dados dos balanços dos municípios; iii) todas as variáveis financeiras são definidas em termos *per capita*; iv) para cada variável, é feita referência ao ano/período para que foi calculada; v) todas regressões foram estimadas com o recurso ao programa econométrico Gretel.

Com base no teste de White, a hipótese nula da homocedasticidade pode ser rejeitada com um nível de confiança de confiança de 1% em todas as regressões. Para controlar a heterocedasticidade, foram então usadas as covariâncias robustas (estimadores consistentes de White) (os resultados apresentados para a estimação já são o resultado da aplicação deste procedimento).

Foi então realizado o teste de Ramsey (ou teste Reset) para avaliar a possibilidade do modelo linear não ser a melhor especificação. A probabilidade associada ao teste leva-nos a concluir que o modelo na forma linear está mal especificado para um nível de significância de 1%, no caso das duas primeiras regressões (colunas 1 e 2), e para um nível de significância de 5% nas duas últimas regressões (colunas 3 e 4). Em consequência, o modelo foi estimado na forma logarítmica (com exceção das variáveis *dummy* e da variável **População**, todas as variáveis foram transformadas em logaritmos naturais). Os resultados da estimação do modelo da dívida de curto prazo na forma logarítmica, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, são apresentados no Quadro 4.

Fazendo uma apreciação global do modelo logaritimizado, conclui-se que, com exceção da primeira regressão, em que a hipótese nula da homocedasticidade não pode ser rejeitada para um nível de significância de 10%, em todos os outros casos há a violação deste pressuposto (para um nível de significância de 1%, na segunda e quarta regressões, e 5%, na terceira). Assim, em todos as regressões que não a primeira foram usadas as covariâncias robustas (estimadores consistentes de White) (os resultados apresentados para a estimação já são o resultado da aplicação deste procedimento).

Foi ainda realizado o teste de Ramsey para avaliar a especificação correcta do modelo na forma logarítmica. Com exceção da primeira regressão, em que para um nível de significância de 5% o modelo não se pode considerar mal especificado, em todos os outros casos a hipótese nula da especificação correcta do modelo não pode ser rejeitada a um nível de confiança de 10%. Nestes termos, o modelo na forma logarítmica representará uma melhor especificação que o modelo linear.

O modelo na especificação logarítmica, na sua globalidade, é estatisticamente significativo em todas as regressões, para um nível de significância de 1%. Para avaliar a qualidade do ajustamento é usado o R^2 e o R^2_{-2} . Os valores obtidos permitem-nos concluir pela qualidade do ajustamento bastante razoável.

Quadro 4

Resultados da estimação para o modelo logaritmizado da dívida municipal de curto prazo

<i>L Dívida_Curto Prazo_pc_2006</i>	1	2	3	4
const	3,344 (2,876) ***	-0,003 (-0,003)	3,312 (2,854) ***	4,809 (3,540) ***
<i>L Dívida_Curto Prazo_pc_2004</i>	0,756 (20,746) ***	0,759 (15,661) ***	0,754 (15,729) ***	0,751 (15,581) ***
L Despesa_Pessoal (2006)	0,526 (3,912) ***	0,503 (3,689) ***	0,343 (2,883) ***	0,4653 (3,407) ***
L Investimento_56 (média 2005/2006)	-0,221 (-2,167) **	-0,183 (-1,844) *	-0,243 (-2,499) **	-0,244 (-2,525) **
L Receitas_Próprias (2006)	-0,231 (-2,406) **	-0,243 (-2,402) **		
Direita	0,196 (2,583) **	0,193 (2,395) **	0,189 (2,364) **	0,171 (2,209) **
Maioria	0,119 (0,893)	---	---	---
Alternância	-0,009 (-0,084)	---	---	---
L Densidade_Populacional	0,121 (2,654) ***	0,111 (1,996) **	0,112 (2,068) **	0,129 (2,376) **
POP	-0,145 (-1,727) *	-0,136 (-1,866) *	-0,084 (-1,242)	-0,178 (-2,198) **
L População_15	-0,837 (-2,946) ***		-0,873 (-2,687) ***	-0,889 (-2,754) ***
L População_65		0,409 (1,676) *		
L IPC	---	---	---	-0,458 (-2,185) **
Litoral	---	---	-0,128 (-1,266)	---
R²	0,692960	0,685299	0,686956	0,691523
R²₋₂	0,681374	0,675870	0,677577	0,682280
Akaike I.C.	1,894862	1,905016	1,899735	1,885040
Estatística F	59,80801	72,67799	73,23955	74,81782
<i>valor p</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste de White				
Estatística F	1,263759	1,711561	1,630923	1,731373
<i>valor p</i>	0,1139	0,0066	0,0129	0,0057
Ramsey Test				
Estatística F	3,038674	2,406579	2,704683	2,662111
<i>valor p</i>	0,0825	0,1220	0,1012	0,1039
Nº Observações	276	276	276	276

Notas: i) entre parêntesis apresentam-se as estatísticas-t; a hipótese nula é rejeitada a ***1%, **5%, *10%; ii) o número de observações não perfaz as 278 observações, correspondentes aos municípios portugueses do continente, em resultado de falhas de informação nos dados dos balanços dos municípios; iii) todas as variáveis financeiras são definidas em termos *per capita*; para cada variável, iv) é feita referência ao ano/período para que foi calculada; v) o “L” que precede a identificação das variáveis significa que a variável foi logaritmizada; v) todas regressões foram estimadas com o recurso ao programa econométrico Gretel.

Avaliando agora os resultados obtidos para a significância estatística das variáveis e para o sinal dos respectivos coeficientes, e fazendo a comparação com os resultados da estimação do modelo da dívida líquida, é de sublinhar que:

i) a variável investimento *per capita* (**L Investimento_56**) é estatisticamente significativa e, contrariamente ao esperado, o sinal do seu coeficiente é sempre negativo (note-se que no modelo linear tem sinal positivo, mas não é estatisticamente significativa);

ii) em relação à variável densidade populacional (**L Densidade_Populacional**), o coeficiente estimado tem agora sinal positivo, ao contrário do obtido no modelo da dívida líquida. A leitura deste resultado é de que os municípios com maior densidade populacional, por serem aqueles com maior rendimento *per capita*, são municípios em que os cidadãos exigem mais e melhores serviços locais, potenciando o aumento das despesas municipais em investimento e, conseqüentemente, o endividamento. Este efeito terá prevalecido sobre a maior capacidade de obtenção de receitas próprias;

iii) o coeficiente da variável dummy **Litoral** continua com sinal negativo, mas agora a variável não é estatisticamente significativa (coluna 3). O efeito da capacidade de obtenção de receitas próprias associado a esta variável poderá ter sido enviesado pela maior despesa em bens públicos locais nos municípios do Litoral, por serem municípios com maior rendimento *per capita*.

2.3 Conclusão

No Quadro 5 sintetizamos os resultados obtidos na estimação dos modelos da dívida líquida e da dívida de curto prazo municipais, no que diz respeito ao desempenho individual das diferentes variáveis consideradas.

Os resultados obtidos mostram uma forte evidência de que a dívida líquida e a dívida de curto prazo municipais, indicadores indirectos do risco de desequilíbrio financeiro do município, são determinadas, em grande parte, pelas variáveis consideradas no nosso estudo. Tal como seria de esperar, os resultados indicam que as características estruturais dos municípios são relevantes, isto é, os municípios mais ricos, com maior rendimento *per capita*, logo, com maior capacidade de realização de receitas próprias, serão aparentemente aqueles com um menor risco de desequilíbrio financeiro, por ser menor a pressão sobre o endividamento. Em sentido oposto, conclui-se que as despesas de investimento e o estrangimento imposto pelas despesas com

peçoal potenciam o risco de ruptura financeira. Os resultados obtidos indiciam também, de uma forma consistente, que nos municípios em que o Presidente da Câmara é de um partido da direita, esse risco será maior.

Quadro 5

Síntese dos resultados da estimação para a dívida líquida e dívida de curto prazo municipais

Modelo	Dívida Líquida em % da Receita Não Financeira (modelo linear)		Dívida de Curto Prazo (per capita) (modelo logarítmico)	
	Sinal Coeficiente	Estatisticamente Significativa	Sinal Coeficiente	Estatisticamente Significativa
Variáveis Financeiras				
Variável Desfasada	+	sim	+	sim
Despesas Pessoal	+	sim	+	sim
Investimento	+	sim	-	sim
Receitas Próprias	-	sim	-	sim
Variáveis Políticas				
Ideologia Direita Presidente	-	Sim	-	Sim
Majoria no Executivo	+	Não	+	Não
Alternância de Partido	-	Não	-	Não
Variáveis Socio-económicas				
Densidade Populacional	-	Sim	+	Sim
População	-	Não	-	Sim
População < 15	-	Sim	-	Sim
População > 65	+	Não	+	Sim
Litoral	-	Sim	-	Não
Indicador de Poder de Compra per Capita Concelhio	-	Sim	-	Sim

3. Modelo Probit para a probabilidade dos municípios celebrarem contratos de saneamento ou de ruptura financeira

3.1 Dados e variáveis

O modelo Probit estima a probabilidade de ocorrência de um dado evento, neste caso a probabilidade do município celebrar um contrato de saneamento financeiro ou de saneamento financeiro, dado um conjunto de variáveis de natureza financeira, política e socio-económica que caracterizam o município. Definiu-se, assim, a variável dependente *Desequilíbrio Financeiro*, que é uma variável de natureza qualitativa, assumindo o valor 1 se no período considerado o município *i* celebrou um contrato de saneamento financeiro ou de reequilíbrio financeiro, e 0 se o município não celebrou nenhum contrato desta natureza no período considerado. Esta será, como já sublinhamos, a forma mais directa de avaliar os factores que presidem às situações de desequilíbrio financeiro ao nível da governação local. Espera-se que, genericamente, os factores que levam os municípios a celebrar contratos desta natureza sejam os mesmos que concluímos serem os mais relevantes para explicar a dívida líquida (em % da receita não financeira) e a dívida de curto prazo dos municípios (definida em termos per capita) (Secção 2).

Uma vez definido o conceito de município em desequilíbrio financeiro como aquele que celebra contratos de saneamento ou de reequilíbrio financeiro, colocou-se o problema de identificar os municípios que cumpram este requisito. Não existindo à data da realização do estudo empírico nenhum organismo público que disponibilizasse para o exterior informação desta natureza, solicitou-se a colaboração da Direcção Geral das Autarquias Locais (DGAL). Infelizmente, e após reiterados pedidos de colaboração, inclusive por escrito, não nos foi disponibilizada qualquer tipo de informação. Perante as dificuldades inesperadas, a solução foi trabalhar com a informação compilada pelo Tribunal de Contas, na sequência das duas acções de fiscalização aos contratos de natureza financeira celebrados pelos municípios do continente e não sujeitos a fiscalização prévia do Tribunal de Contas (Tribunal de Contas, 2004). A primeira acção de fiscalização cobriu o período de Janeiro de 2002 a meados de Junho de 2003 (Deliberação N°1/2004, de 25 de Maio), a segunda de Janeiro de 2003 a Maio de 2004 (Deliberação N° 2/2004, de 4 de Novembro).

Condicionados à partida pela informação disponível, considerou-se então o universo dos municípios do continente (278 municípios) e identificaram-se aqueles que celebraram contratos de saneamento ou de reequilíbrio financeiro nos anos de 2002, 2003 e 2004¹²⁴, 29 municípios na totalidade (19 municípios celebraram contratos de saneamento financeiro em 2002, 5 municípios em 2003 e 5 municípios em 2004; apenas dois destes municípios celebraram contratos de reequilíbrio financeiro, ambos no ano de 2004). A variável dependente *Desequilíbrio Financeiro* é, portanto, uma variável dicotómica que assume o valor 1 se no período considerado (anos de 2002, 2003 e 2004) o município celebrou um contrato de saneamento financeiro ou de reequilíbrio financeiro, e 0 caso contrário.

À data da finalização dos trabalhos de doutoramento, a Direcção Geral das Autarquias Locais, numa nova filosofia de transparência e de publicitação de informação sobre a situação financeira dos municípios, já tinha disponível, no seu site Portal Autárquico <http://www.portalautarquico.pt/portalautarquico/>, informação sobre os municípios em situação de desequilíbrio conjuntural e estrutural (na grande maioria dos casos estão em causa municípios que, estando em condições de declarar a situação de desequilíbrio financeiro e celebrar os contratos de saneamento ou de reequilíbrio financeiro, não o fizeram), que aliás foi por nós tratada na redacção do Capítulo IV. Não nos foi possível, no entanto, actualizar os dados em tempo útil para o estudo econométrico, pelo que apresentamos o estudo empírico com base na informação relativa aos anos de 2002/2003/2004.

As variáveis independentes, traduzindo a influência dos factores de natureza diversa (orçamental, política e socio-económica) no desequilíbrio financeiro dos municípios, são genericamente as mesmas que foram consideradas nos dois outros modelos anteriores (Quadro 6). Foram consideradas ainda algumas outras variáveis que não o tinham sido anteriormente, em função dos resultados que se foram obtendo com as regressões do modelo Probit. As fontes utilizadas são as mesmas a que fizemos referência na Secção 2, na apresentação do modelo da dívida líquida municipal. Para os

¹²⁴ Decorrente do período para o qual a variável dependente é definida, o enquadramento regulamentar do acesso aos empréstimos de médio e longo prazos por parte dos municípios no âmbito dos contratos desta natureza regeu-se pelo Decreto-Lei n.º 258/79, de 28 de Julho, no caso do saneamento financeiro, e pelo Decreto-Lei n.º 322/85, de 6 de Agosto, no caso do reequilíbrio financeiro (ambos em vigor até à publicação da actual Lei das Finanças Locais, a Lei n.º 2/2007, de 15 de Janeiro).

anos de 2001 e 2002, os indicadores financeiros foram calculados utilizando-se os valores das publicações Contas de Gerência dos Municípios da Direcção Geral das Autarquias Locais (2001 e 2002). Todas as variáveis políticas referem-se ao executivo municipal que tomou posse com as eleições municipais de 16 de Dezembro de 2001.

Quadro 6
Definição das variáveis independentes do modelo Probit

Variável	Definição
<i>Variáveis Financeiras</i>	
Saldo_Global	Valor médio (2001-2004) do saldo global da conta do município, em percentagem da receita não financeira. O saldo global é calculado como a diferença entre receitas não financeiras e despesas não financeiras
Diferença_Taxas Juro	Diferencial das taxas de juro praticadas para os diferentes municípios (2004). Esta variável é expressa em % e calculada como o quociente entre as despesas com juros decorrentes do endividamento e o stock da dívida em 31 de Dezembro, menos a mesma relação para a média do universo dos municípios considerados no nosso ensaio.
Investimento Investimento_T Investimento_H Investimento_RV Investimento_SB Investimento_ES	Valor médio do Investimento do município (2001/2002), expresso em percentagem da receita não financeira. Calculámos este indicador para diferentes categorias de investimento municipal, nomeadamente a aquisição de terrenos (Investimento_T), habitação (Investimento_H), rede viária (Investimento_RV), saneamento básico (Investimento_SB) e equipamentos sociais (Investimento_ES).
Despesa_Pessoal	Despesa municipal com pessoal em percentagem da receita não financeira (2002)
Receitas_Próprias	Receitas próprias não financeiras dos municípios, definidas em termos per capita (2004)
<i>Variáveis Políticas</i>	
Direita	Variável dicotómica que assume o valor 1 se o Presidente da Câmara é de um partido de direita (PPD/PSD; CDS-PP; coligação PPD/PSD-CDS-PP) e zero caso contrário
Maioria	Variável dicotómica que assume o valor 1 se o Presidente da Câmara tem maioria de vereadores no executivo (Câmara Municipal) e zero caso contrário
Alternância	Variável dicotómica que assume o valor 1 se o Presidente da Câmara é de partido diferente do Presidente no mandato anterior (alternância política) e zero caso contrário
Direita*Alternância	Variável que traduz a interação entre as variáveis dicotómicas Direita e Alternância: variável dicotómica que assume o valor 1 se houve alternância no poder para um partido de direita, e zero caso contrário
<i>Variáveis Socio-económicas</i>	
Densidade_Populacional	Densidade Populacional do município, expressa em número de habitantes por quilómetro quadrado, ano de 2002
População	Variável discreta que classifica a população residente em cada município segundo 4 categorias, seguindo o critério de remuneração dos Presidentes de Câmara: 1) Lisboa e Porto; 2) outros municípios com população superior a 40000; 3) municípios com população entre 10000 e 40000; 4) restantes municípios, ano de 2002
População_15	Percentagem da população do município com menos de 15 anos (2002)
População_65	Percentagem da população do município com mais de 65 anos (2002)
Litoral	Variável dummy que toma o valor 1 se o município se localizar geograficamente no Litoral e o valor 0 se for do Interior.
IPC	Indicador de Poder de Compra per Capita concelhio (2004)
FDR	Factor Dinamismo Relativo concelhio (2004).
Depósitos	Depósitos total per capita (2003)
Empresas	Número de empresas sedeadas no município, por cada 1000 habitantes (2002)

3.2 Breve descrição do modelo Probit

Seja Y_i a variável dummy que representa a opção por parte do município i pela celebração ou não de um contrato de saneamento ou de reequilíbrio financeiro pelo município i , $Y_i = 1$ ou $Y_i = 0$, respectivamente.

A formulação do modelo Probit¹²⁵ pressupõe que a variável dummy Y_i é apenas a manifestação observável de uma variável não observável Y_i^* (variável latente), modelizada através da função índice:

$$Y_i^* = X_i\beta + \mu_i \quad \text{com } i = 1, \dots, N \text{ municípios} \quad (1)$$

onde X_i é o vector (1x K) de componentes $(1, x_{2i}, \dots, x_{ji}, \dots, x_{ki})$, β é o vector de coeficientes a estimar e μ_i o termo de erro (assume-se que os erros são independentes de X_i e com média 0 e variância 1 constantes).

Uma vez que apenas observamos o sinal de Y_i^* , a regra de determinação de Y em função de Y^* é definida pela seguinte equação:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{se } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Seja $\text{Pr ob}(Y_i = 1|X_i)$ a probabilidade de verificação do acontecimento e $\text{Pr ob}(Y_i = 0|X_i)$ a probabilidade de não verificação do acontecimento. Então:

$$\text{Pr ob}(Y_i = 1|X_i) = \text{Pr ob}(Y_i^* > 0) = \text{Pr ob}(X_i\beta + \mu_i > 0) = \text{Pr ob}(\mu_i > -X_i\beta) = F(X_i\beta) \quad (3.1)$$

e

$$\text{Pr ob}(Y_i = 0|X_i) = 1 - F(X_i\beta) \quad (3.2)$$

onde $F(X_i\beta)$ é a função de distribuição de μ_i .

¹²⁵ As referencias que serviram de base à explanação do modelo Probit são: Davidson e Mackinnon (1993), Greene (2000), Verbeek (2004) e Wooldridge (2002).

No modelo Probit, é assumido que μ_i tem uma distribuição normal reduzida (com média igual a 0 e variância igual a 1), e $F(\cdot)$ é a função de distribuição normal acumulada avaliada em $X_i\beta$, identificada com a notação $\Phi(\cdot)$.

A estimação do modelo é feita através do Método da Máxima Verosimilhança. O logaritmo da função de verosimilhança é dado por:

$$\log L(\beta) = \sum_{i=1}^N Y_i \log F(X_i\beta) + \sum_{i=1}^N (1 - Y_i) \log(1 - F(X_i\beta)) \quad (4)$$

Maximizando (4) em ordem a β , obtêm-se os estimadores da Máxima Verosimilhança.

No modelo Probit, os efeitos marginais indicam a variação na probabilidade do município i celebrar um contrato de saneamento ou de reequilíbrio financeiro, dada uma variação unitária numa qualquer variável exógena x_{ij} . Se considerarmos a variável x_{ij} , os efeitos marginais são dados por:

$$\frac{\partial E(Y_i | X_i)}{\partial x_{ij}} = \frac{\partial \text{Pr ob}(Y_i = 1 | X_i)}{\partial x_{ij}} = \frac{\partial \Phi(X_i\beta)}{\partial x_{ij}} = \phi(X_i\beta) * \beta_j \quad (5)$$

onde $\phi(\cdot)$ é a função de densidade normal avaliada em $(X_i\beta)$.

De (5) resulta que no modelo Probit as estimativas do coeficiente de uma variável apenas nos dá, no imediato, a informação sobre o sentido, positivo ou negativo, da influência de uma variável explicativa x_{ij} na $\text{Pr ob}(Y_i = 1 | X_i)$. De (5) resulta também que o efeito marginal de x_{ij} sobre a $\text{Pr ob}(Y_i = 1 | X_i)$ depende de $\phi(X_i\beta)$, logo, de X_i , isto é, de x_{ij} e de todas as outras variáveis do modelo [dado que X_i é um vector de componentes $(1, x_{i2}, \dots, x_{ij}, \dots, x_{iK})$]. Como tal, a nossa opção é avaliar os efeitos marginais estimados em relação às médias amostrais das variáveis explicativas. No caso particular das variáveis *dummy*, a abordagem mais correcta é fazer a diferença entre as estimativas da $\text{Pr ob}(Y_i = 1 | X_i)$, calculadas para o valor 1 e para o valor 0 da variável *dummy*.

A propriedade da consistência dos estimadores do modelo estimado pelo método da Máxima Verosimilhança só é assegurada se a função de verosimilhança for correctamente especificada. No caso dos modelos de escolha binária, e em particular no

que diz respeito ao modelo Probit, o problema coloca-se quando há um erro de especificação na função índice (1). Em concreto, referimo-nos à violação da assumpção da homocedasticidade e da normalidade dos resíduos (Verbeek, 2000: 200). Estas hipóteses devem ser testadas previamente à estimação do modelo Probit (Davidson e Mackinnon, 1993: 545).

Teste da heterocedasticidade

A presença de heterocedasticidade no modelo Probit pode ser encarada como o reflexo de um erro de especificação do modelo. Se na função índice (1) a $\text{Var}(\mu_i|X_i)$ depende de X_i , então há heterocedasticidade no modelo da variável latente, e a $\text{Pr ob}(Y_i = 1|X_i)$ já não será dada por $\Phi(X_i, \beta)$. Pelo contrário, a função de distribuição de μ_i dependerá da forma assumida pela variância, exigindo-se uma outra especificação (Greene, 2000: 829).

O teste da heterocedasticidade¹²⁶ é um teste para a significância estatística das J variáveis do vector Z_i (variáveis exógenas que potencialmente afectam a variância do termo de erro). Estima-se pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários a regressão

auxiliar onde a variável dependente é $\frac{\hat{\mu}_i}{\sqrt{\hat{P}_i(1-\hat{P}_i)}}$ e as variáveis independentes são

$$\frac{\phi\left(x_i, \hat{\beta}\right)}{\sqrt{\hat{P}_i\left(1-\hat{P}_i\right)}} X_i \text{ e } \frac{\phi\left(x_i, \hat{\beta}\right)}{\sqrt{\hat{P}_i\left(1-\hat{P}_i\right)}} \left(X_i, \hat{\beta}_i\right) z_i .$$

Nesta regressão, a variável dependente são os

resíduos estandardizados da regressão original, onde $\mu_i = Y_i - \hat{P}_i$, $\hat{P}_i = \Phi\left(X_i, \hat{\beta}\right)$, X_i é o vector de componentes $(1, x_{2i}, \dots, x_{ji}, \dots, x_{ki})$ da regressão original e Z_i é o vector de J variáveis exógenas que potencialmente afectam a variância do termo de erro.

¹²⁶ Esta é a metodologia sugerida Davidson e Mackinnon (1993:523-528). Veja-se também Wooldridge (2002: 461-465).

A estatística LM para a hipótese nula do teste é a soma dos quadrados da variação explicada da regressão auxiliar estimada, que segue uma distribuição χ^2_J , em que J é o número de variáveis consideradas em Z.

Teste da normalidade dos resíduos

A não normalidade dos resíduos na função índice é um outro potencial erro de especificação que logo à partida deve ser descartado. Se μ_i não tem uma distribuição normal reduzida, então $F(X_i\beta) \neq \Phi(X_i\beta)$, logo, $\text{Pr ob}(Y_i = 1|X_i)$ já não será dada por $\Phi(X_i\beta)$.

Pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários é estimada¹²⁷ a regressão auxiliar onde a variável dependente é $\frac{\hat{\mu}_i}{\sqrt{\hat{P}_i(1-\hat{P}_i)}}$ e as variáveis independentes são

$$\frac{\phi(x_i, \hat{\beta})}{\sqrt{\hat{P}_i(1-\hat{P}_i)}} X_i, \frac{\phi(x_i, \hat{\beta})}{\sqrt{\hat{P}_i(1-\hat{P}_i)}} (X_i, \hat{\beta}_i)^2 \text{ e } \frac{\phi(x_i, \hat{\beta})}{\sqrt{\hat{P}_i(1-\hat{P}_i)}} (X_i, \hat{\beta}_i)^3.$$

A hipótese nula da especificação correcta do modelo Probit (normalidade dos resíduos) é a hipótese de que

$$\text{as variáveis } \frac{\phi(x_i, \hat{\beta})}{\sqrt{\hat{P}_i(1-\hat{P}_i)}} (X_i, \hat{\beta}_i)^2 \text{ e } \frac{\phi(x_i, \hat{\beta})}{\sqrt{\hat{P}_i(1-\hat{P}_i)}} (X_i, \hat{\beta}_i)^3 \text{ não são estatisticamente}$$

significativas. A estatística LM para a hipótese nula do teste é soma dos quadrados da variação explicada da regressão auxiliar estimada, que segue uma distribuição χ^2_2 .

¹²⁷ Seguimos aqui a metodologia sugerida por Papke e Wooldrige (1996: 624).

3.3 Resultados empíricos

Os principais resultados obtidos com a estimação do modelo Probit constam no Quadro 7. São apresentadas as estimativas de um conjunto de seis regressões, considerando as variáveis financeiras, políticas e sócio-económicas previamente definidas. Para cada variável, é apresentado o respectivo coeficiente estimado, a estatística-t e o nível de significância estatística. São ainda apresentados os efeitos marginais associados a cada variável, apurados em relação às médias amostrais dos regressores. Seguindo um procedimento habitual, os efeitos marginais são apresentados em pontos percentuais ($\phi(X_i\beta) * \beta_j * 100$), para tornar a leitura dos resultados mais intuitiva.

Numa análise preliminar do modelo, em todas as regressões foram ainda realizados testes à normalidade dos resíduos e à existência de heterocedasticidade, adoptando a metodologia proposta por Papke e Wooldrige (1996: 624) e Davidson e Mackinnon (1993:523-528), respectivamente. Os resultados obtidos permitem-nos assumir a normalidade e a homocedasticidade no modelo Probit, por não ser possível rejeitar as hipóteses nulas dos testes com um nível de confiança de 10% (com excepção da regressão da coluna 1, em que a hipótese nula da normalidade não pode ser rejeitada para um nível de confiança de 5%).

Se tivermos em conta que nos modelos de escolha discreta que usam dados cross section a qualidade global do ajustamento, aferida pelo R^2 de McFadden, é usualmente baixa (Verbeek, 2000: 186), podemos concluir que nos modelos ensaiados os resultados obtidos são bons. De facto, o R^2 de McFadden nunca assume um valor inferior a 0,19, chegando mesmo a atingir o valor 0,24 na regressão em que pelo critério de Akaike é a melhor regressão do modelo (coluna 4).

O valor-p associado à estatística do Teste do Rácio de Verosimilhança (estatística LR) para a totalidade dos coeficientes do modelo (que não a constante) permite-nos concluir que as variáveis do modelo são sempre, em conjunto, estatisticamente significativas, em todos os ensaios, para um nível de significância de 1%.

Quadro 7

Resultados da estimação para o modelo Probit

	1	2	3	4	5	6
const	-5,009 (-3,572)***	-4,663 (-4,0899)***	-3,834 (-5,994)***	-2,638 (-2,992)***	-3,684 (-5,436)***	-3,512 (-4,928)***
Saldo_Global	-0,00027 (-7,001)*** [-0,0036]	-0,00028 (-7,545)*** [-0,0039]	-0,00029 (-8,327)*** [-0,0038]	-0,00028 (-7,868)*** [-0,0035]	-0,00030 (-8,328)*** [-0,0037]	-0,00029 (-8,225)*** [-0,0034]
Diferença_Taxas Juro	0,350 (3,505)*** [4,788]	0,353 (3,427)*** [4,817]	0,363 (3,4985)*** [4,722]	0,328 (3,114)*** [4,056]	0,341 (3,299)*** [4,243]	0,366 (3,466)*** [4,239]
Investimento	0,027 (3,042)*** [0,367]	0,025 (2,738)*** [0,343]	---	---	---	---
Investimento_SB	---	---	0,044 (2,315)** [0,565]	0,049 (2,617)*** [0,607]	0,049 (2,523)*** [0,604]	0,040 (2,018)** [0,465]
Investimento_RV	---	---	0,055 (2,978)*** [0,716]	0,053 (2,824)*** [0,656]	0,057 (3,036)*** [0,703]	0,055 (2,904)*** [0,637]
Despesa_Pessoal	0,061 (3,711)*** [0,837]	0,062 (3,743)*** [0,842]	0,059 (3,78)*** [0,767]	0,056 (3,571)*** [0,691]	0,055 (3,366)*** [0,678]	0,062 (3,854)*** [0,721]
Receitas_Próprias	-0,119 (-1,948)* [-1,626]	-0,141 (-1,950)* [-1,919]	-0,147 (-2,128)** [-1,913]	---	---	---
Direita	0,274 (1,207) [3,795]	---	---	---	---	---
Maioria	-0,266 (-0,766) [-4,232]	---	---	---	---	---
Alternância	0,388 (1,654) [3,795]	---	---	---	---	---
DRT*ALT	---	0,637 (2,325)** [11,909]	0,592 (2,200)** [10,421]	0,587 (2,203)** [9,898]	0,683 (2,480)** [12,122]	0,622 (2,289)** [10,098]
Densidade_Populacional	-4,49416e-05 (-0,3040) [-0,001]	---	---	---	---	---
População	0,110 (0,589) [1,492]	---	---	---	---	---
População_15	0,017 (0,339) [0,235]	---	---	---	---	---
População_65	---	0,011	---	---	---	---
Litoral	0,532 (2,015)** [7,881]	0,529 (1,728)* [7,794]	0,499 (2,060)** [6,996]	0,497 (1,972)** [6,651]	0,287 (1,705)* [3,720]	0,586 (2,140)** [7,480]
FDR	---	---	---	-0,165 (-2,168)** [-2,045]	-0,318 (-2,932)*** [-3,954]	-0,466 (-2,383)** [-5,387]
Empresas	---	---	---	-0,015 (-2,243)** [-0,182]	---	---
Depósitos	---	---	---	---	-0,046 (-2,063)** [-0,577]	---
IPC	---	---	---	---	---	-0,013 (-2,228)** [-0,145]
Log Likelihood	-73,07989	-73,04456	-71,085544	-68,61585	-69,28949	-68,86749
R² de McFadden	0,194485	0,191840	0,213516	0,240839	0,233386	0,238055
LR statistic <valor p>	35,15666 <0,000801>	34,67850 <0,000031>	38,59674 <0,0000>	43,53594 <0,0000>	42,18866 <0,0000>	43,03266 <0,0000>
Akaike I.C.	0,633617	0,598865	0,584565	0,573838	0,578755	0,575675
Normalidade Resíduos Estatística LM <valor p>	4,887832 <0,086820>	3,103309 <0,211897>	1,645205 <0,439287>	1,110135 <0,574034>	1,282734 <0,526572>	1,577153 <0,454491>
Homocedasticidade Estatística LM <valor p>	12,83693 <0,381002>	6,691878 <0,570212>	8,659065 <0,371868>	1,083644 <0,999219>	9,145474 <0,423956>	11,65349 <0,233556>
Nº Observações <Y _i =1>	274 <28>	274 <28>	274 <28>	274 <28>	274 <28>	274 <28>

Notas: entre parêntesis curvos apresentam-se as estatísticas-t; a hipótese nula é rejeitada a ***1%, **5%, *10%; os efeitos marginais (em pontos percentuais) aparecem entre parênteses rectos; o número de observações não perfaz as 278 observações em resultado de falhas nos dados disponíveis para as contas de gerência dos municípios. Desta forma, foram considerados na estimação 28 municípios que celebraram contratos de saneamento/reequilíbrio financeiro e não os 29 municípios; para cada regressão calculámos o critério consistente de informação de Akaike, AIC=2(lnL+k)/N, onde k é o número de regressores, N o número de observações e . LnL é o valor da função logarítica de máxima verosimilhança. Do ponto de vista deste critério, as regressões com menores valores para este indicador são preferíveis; R² McFadden =1-LnL/LnLr onde LnLr denota o valor da função logarítica de verosimilhança do modelo restrito, estimado apenas com a constante; Todas regressões foram estimadas com o recurso ao programa econométrico Gretel.

A favor da avaliação positiva da qualidade global do ajustamento do modelo, temos um outro indicador, dada pela percentagem de casos de desequilíbrio financeiro municipal correctamente previstos pelo modelo. Uma vez calculada uma estimativa da probabilidade de desequilíbrio financeiro de cada município, definimos, como é usual fazer-se, que o município entrou em desequilíbrio financeiro se a estimativa obtida exceder os 0,5. Neste estudo em particular, os municípios que celebraram contratos de saneamento ou de ruptura financeira representam uma parcela muito diminuta do universo considerado, cerca de 10,22%. Isto significa que ao tomarmos como valor crítico o 0,5, as classificações correctas para os municípios em desequilíbrio financeiro são inevitavelmente diminutas. Nesta perspectiva, o valor crítico 0,5 não será o adequado neste estudo (Greene, 2000: 833), e a leitura dos resultados obtidos deve ter em conta esta *nuance*. Assim, o melhor resultado obtido foi a previsão correcta de 8 dos 28 casos de ruptura financeira municipal, isto é, 28,75% dos casos observados e considerados na estimação, o que neste contexto pode ser considerado satisfatório.

As variáveis financeiras apresentam na generalidade um elevado grau de significância estatística (com excepção da variável (*Receitas_Próprias*), todas são estatisticamente significativas a 1%) e os respectivos coeficientes têm o sinal esperado.

A variável (*Saldo_Global*) é um indicador da qualidade da gestão orçamental dos municípios, calculada como a diferença entre receitas e despesas não financeiras, em percentagem da receita não financeira. Como era esperado, a probabilidade de desequilíbrio financeiro é maior nos municípios onde a dimensão relativa dos desequilíbrios orçamentais é mais significativa. Portanto, a disciplina orçamental é um factor determinante na prevenção de eventuais situações de insolvência municipal.

As estimativas obtidas para a variável que traduz as diferenças nas taxas de juro suportadas pelos municípios (*Diferença_Taxas Juro*) apontam no sentido de que os municípios que não conseguem negociar bem os contratos de crédito, e que por consequência suportam taxas de juro mais elevadas, têm uma maior probabilidade de desequilíbrio financeiro, porque suportam custos relativamente mais elevados no acesso ao crédito. Eventualmente esta negociação pode ter decorrido de uma percepção pelos credores à partida errada do risco de crédito, mas que depois se acabou por confirmar. O efeito marginal desta variável é significativo: se a variável (*Diferença_Taxas Juro*) aumentar em 1 ponto percentual, mantendo todas as outras variáveis constantes, a probabilidade do município celebrar um contrato de saneamento/reequilíbrio financeiro aumenta cerca de 4 pontos percentuais.

Os resultados para a despesa municipal em investimento (*Investimento*) confirmam que esta é uma outra variável importante para explicar a probabilidade de desequilíbrio financeiro municipal. Os resultados suportam que a propensão para o desequilíbrio financeiro é maior nos municípios onde o esforço de investimento também é maior (colunas 1 e 2). Quando se consideram as diferentes categorias de investimento, as estimativas obtidas para os coeficientes associados ao investimento em saneamento básico (*Investimento_SB*) e na rede viária (*Investimento_RV*)¹²⁸ também se revelaram estatisticamente significativas e com sinal positivo, sugerindo que, nos municípios mais carenciados neste tipo de infra-estruturas, a pressão para o endividamento será maior. O efeito marginal da variável (*Investimento_RV*) é mais significativo que o da variável (*Investimento_SB*), mas em ambos os casos são bastante relevantes, sempre superiores a 2 pontos percentuais.

As estimativas obtidas apresentam uma forte evidência de que quanto maiores forem as despesas do município com pessoal (*Despesas_Pessoal*) maior é a probabilidade de ruptura financeira, o que revela a consistência da conclusão de que esta vertente das despesas municipais constitui um constrangimento importante na gestão municipal. Para um aumento de 1 ponto percentual nas despesas com pessoal em percentagem da receita não financeira, a probabilidade do município entrar em desequilíbrio financeiro aumenta em cerca de 0,7 pontos percentuais, *ceteris paribus*.

Se tomarmos as variáveis financeiras (Saldo-Global), (*Despesas_Pessoal*) e (*Investimento*) como proxy da forma como são geridos os recursos disponíveis pelos executivos camarários, os resultados obtidos sugerem que o desequilíbrio financeiro dos municípios reflecte o efeito das opções de gestão dos responsáveis locais. As despesas realizadas pelos municípios em situação de desequilíbrio financeiro serão desadequadas das suas reais possibilidades financeiras, porventura porque, fruto de um sistema de financiamento que, ao pautar-se por um reduzido grau de autonomia fiacal, não promove a responsabilização política perante o eleitorado local, não há o incentivo necessário para alguns decisores locais cultivarem a disciplina orçamental.

¹²⁸ Apesar de não ser apresentada qualquer regressão onde estejam incluídas as variáveis financeiras (*Investimento_T*), (*Investimento_H*) e (*Investimento_ES*), estas variáveis não se revelaram, por regra, estatisticamente significativas.

Embora com menor significância estatística, as receitas próprias (não financeiras) *per capita* do município (*Receitas_Próprias*) são estatisticamente significativas e com o sinal negativo esperado (colunas 1 a 3).

Apesar das variáveis políticas (*Direita*), (*Maioria*) e (*Alternância*) não se revelarem estatisticamente significativas (coluna 1), a estimativa obtida para o coeficiente da variável dummy (*Alternância*Direita*), que traduz a interação entre as variáveis (*Direita*) e (*Alternância*), apresenta sinal positivo e é estatisticamente significativa. A probabilidade de desequilíbrio financeiro é cerca de 9 pontos percentuais maior em caso de alternância do partido do presidente da câmara para um partido de direita, do que em caso de não alternância do partido ou de alternância para um partido de esquerda. Este resultado sugere que a probabilidade de desequilíbrio financeiro do município é maior quando este é gerido por executivos filiados em partidos de direita, porventura porque neste contexto político o endividamento municipal seja maior. (em conformidade com os resultados obtidos na estimação das determinantes da dívida líquida e da dívida de curto prazo dos municípios).

No entanto, tendo em conta os elevados custos políticos que a assunção de uma situação de desequilíbrio financeiro do município tem para o executivo municipal, não só em termos do juízo que é feito pelos munícipes em termos das causas dessa situação, mas também no que diz respeito à necessidade de tomar medidas de recuperação financeira que certamente serão impopulares para os munícipes (como por exemplo o aumento das receitas), a relevância da gestão dos partidos da direita na maior probabilidade de ruptura financeira do município só se revelou significativa nos casos em que houve alternância de poder, como forma de imputar as responsabilidades do desequilíbrio financeiro à gestão do executivo anterior.

Relativamente ao terceiro tipo de variáveis consideradas, aquelas que traduzem as condições sociais e económicas do município, a primeira observação a fazer é que as variáveis demográficas não se revelaram estatisticamente significativas para explicar os desequilíbrios financeiros dos municípios (colunas 1 e 2).

Nos municípios geograficamente localizados no litoral (*Litoral*) a probabilidade de desequilíbrio financeiro é maior do que nos municípios do Interior, o que eventualmente poderá ser explicado pela maior procura de bens e serviços públicos nos municípios mais ricos, tendencialmente do litoral, efeito que prevaleceu sobre a maior capacidade de captação de receitas próprias; já reflectida noutras variáveis.

Uma vez que os impostos directos locais que revertem para os municípios estão estreitamente e positivamente associados ao nível de riqueza patrimonial e rendimento do município, eram esperados os resultados obtidos para as variáveis factor de dinamismo relativo (*FDR*) (colunas 4, 5 e 6), *Empresas* (coluna 4), *Depósitos* (coluna 5) e o indicador de poder de compra per capita (*IPC*) (coluna 6). De facto, todas elas tomaram coeficientes de sinal negativo, o que indicia que municípios com um maior desenvolvimento económico e social terão uma menor probabilidade de desequilíbrio financeiro. Sobre o factor de dinamismo relativo, note-se que, ao medir o poder de compra associado aos fluxos populacionais de natureza turística, eminentemente sazonais, os municípios onde aquele é maior terão ao seu dispor uma fonte importante de captação de receitas fiscais, nomeadamente de impostos directos, porque têm um maior peso de alojamentos de ocupação sazonal, que sendo frequentemente a segunda habitação, não estão isentas de IMI (à data contribuição autárquica).

4. Conclusão

Neste capítulo procuramos identificar empiricamente as principais causas do desequilíbrio financeiro dos municípios portugueses.

Através da estimação de um modelo Probit binário, em que a variável dependente assume o valor 1 se num determinado período o município celebrou um contrato de saneamento financeiro ou de reequilíbrio financeiro, e 0 se não o fez, avalia-se de forma directa a importância de um conjunto de variáveis sobre a probabilidade do município entrar em desequilíbrio financeiro, por as receitas municipais não serem suficientes para cumprir atempadamente com compromissos assumidos junto de fornecedores e instituições de crédito.

As variáveis seleccionadas são de natureza diversa, traduzindo a influência das opções de gestão dos executivos camarários, das características socio-económicas do concelho e do processo de decisão política, sobre a probabilidade de desequilíbrio financeiro do município.

A estimação do modelo Probit foi precedida, numa primeira parte do estudo, por dois ensaios econométricos em que, pelo método Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), se estimaram modelos para os determinantes da dívida líquida municipal (em percentagem da receita não financeira) e para a dívida de curto prazo municipal (definida em termos *per capita*). Tratando-se de uma forma, ainda que indirecta, de

aferir os factores que estão na base do desequilíbrio financeiro dos municípios, o objectivo com a estimação destes modelos foi definir, numa fase preparatória à estimação do modelo Probit, as potenciais variáveis que explicam o desequilíbrio financeiro dos municípios.

Os resultados sugerem que a probabilidade de ruptura financeira dos municípios portugueses é o resultado da combinação de factores de natureza diversa. Há clara evidência de que: i) as opções de gestão dos executivos camarários são determinantes para o desequilíbrio financeiro; ii) o posicionamento no espectro político influencia o desempenho dos executivos municipais e contribui, por esta via, para o risco de desequilíbrio financeiro; iii) há municípios onde, por razões de natureza estrutural, a probabilidade de desequilíbrio financeiro é à partida maior.

Os resultados obtidos com a estimação do modelo Probit evidenciam que os municípios que apresentam pior desempenho orçamental ao nível do saldo global, com maiores dificuldades em negociar os contratos de crédito, com maior esforço de investimento, onde as despesas com pessoal absorvem mais recursos e mais dependentes das transferências, têm uma maior probabilidade de celebrarem contratos de saneamento ou de reequilíbrio financeiro.

A probabilidade de desequilíbrio financeiro é também maior quando o Presidente da Câmara é de um partido de direita (ainda que a assunção da situação de grave desequilíbrio financeiro tenda a ser assumida por aqueles que mais recentemente assumiram o poder), o que pode ser interpretado como uma gestão menos rigorosa dos recursos nos municípios governados por membros de partidos da direita. Os municípios cujos Presidentes de Câmara pertencem a partidos de direita estão associados a um maior endividamento, em consonância com a evidência empírica de que a probabilidade de desequilíbrio financeiro é maior quando quem está no poder local é desse espectro político

A evidência que ressalta dos resultados obtidos no modelo Probit para variáveis como o factor de dinamismo relativo do município, o indicador de poder de compra per capita, os depósitos (*per capita*) e o número de empresas (por cada mil habitantes), é que há municípios à partida mais propensos ao desequilíbrio financeiro. Estão em causa municípios com um menor desenvolvimento económico e social, que serão os municípios de menor dimensão e com maiores limitações estruturais na realização de receitas próprias. Este resultado pode ter múltiplas interpretações, não mutuamente exclusivas, algumas relacionadas também com as opções de gestão dos executivos

municipais, outras que extravasam essa questão, mas todas elas apontando para a acumulação de níveis de endividamento que são incompatíveis com a capacidade de solvência dos municípios.

Uma delas é que o problema da restrição orçamental fraca se faz sentir particularmente nos municípios de pequena dimensão (*too small to fail*). Isto é, a expectativa dos municípios de menor dimensão beneficiarem da ajuda do governo central é maior porque os custos económicos dessa ajuda serão negligenciáveis. Em segundo lugar, e relacionada com a questão anterior, os municípios de menor dimensão poderão ter uma gestão menos prudente na política de investimentos, não ajustada à sua real capacidade financeira. Em particular, referimo-nos aos investimentos em infra-estruturas e equipamentos de utilização colectiva onde, por força da questão demográfica, surgem deficiências de escala (por exemplo, equipamentos polidesportivos, piscinas, equipamentos culturais). Também neste caso os encargos futuros de exploração dos equipamentos, que se traduzem em custos fixos relevantes, e as limitações que a procura local representa em termos da realização de receitas de exploração (nos casos em que é possível cobrar algumas taxas de utilização) não serão devidamente valorizados pelos executivos camarários. Em terceiro lugar, a extrema dependência deste tipo de municípios em relação às transferências (do governo central e da comunidade europeia) para a realização de projectos de investimentos pode exercer uma pressão para participação em programas de investimento co-financiados, independentemente das prioridades de desenvolvimento da economia local. Em quarto lugar, nos municípios de menor dimensão e menos favorecidos economicamente é o próprio município que sustenta em grande parte as actividades económicas e de desenvolvimento local. Isto pode representar uma pressão adicional sobre a realização de despesas e sobre o endividamento, aumentando a probabilidade de desequilíbrio financeiro. Por fim, os resultados da relevância das variáveis socio-económicas podem também ser interpretados como estando em causa, em muitos casos, uma deficiência estrutural de receitas e, neste caso, por razões de natureza estrutural, e independentemente das opções que presidem ao exercício dos mandatos municipais, a probabilidade de desequilíbrio financeiro é à partida maior. Neste caso, o sistema de transferências intergovernamentais poderá não estar a cumprir em pleno o objectivo da equidade horizontal (equidade geográfica) a que se propõe, isto é, não está a corrigir as desigualdades na posição orçamental dos municípios por não considerar devidamente as diferenças existentes na capacidade fiscal.