



Munich Personal RePEc Archive

**Determinants of the academic  
performance in undergraduate courses of  
accounting**

Jorge Caiado and Paulo Madeira

2002

Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/2199/>  
MPRA Paper No. 2199, posted 12. March 2007

# **DETERMINANTES DO DESEMPENHO ACADÉMICO NOS CURSOS DE CONTABILIDADE<sup>1</sup>**

**Jorge Caiado**

Departamento de Matemática e Informática, Escola Superior de Gestão/IPCB

**Paulo J. Madeira**

Departamento de Gestão e Contabilidade, Escola Superior de Gestão/IPCB

**22 de Dezembro de 2001**

## **Abstract**

Several authors have been investigating which factors influence academic performance in undergraduate business and accounting courses. However, most of these studies are not conclusive and some results are contradictory. This study aims to determine which demographic (age, sex, professional status, place of residence) and academic (entrance score, accounting score, math score) factors are relevant in the accounting course final score in a school near the coast when compared with those of a school in the interior of Portugal. Through the methodology of the linear correlation analysis and stepwise multiple regression, we found that only the variables associated, excluding age, with the academic performance were significant to explain the performance in the undergraduate accounting course, and that the magnitude of their effects did not quite differ with the geographic location of the school.

## **Resumo**

Muitos autores têm investigado os factores que determinam o desempenho académico dos alunos dos cursos de Contabilidade e Gestão, no entanto, os resultados a que se tem chegado não são muito conclusivos e, nalguns casos, são mesmo contraditórios. No presente estudo propõe-se averiguar quais os factores demográficos (idade, sexo, situação profissional, proveniência geográfica) e factores de capacidade académica (nota de acesso ao ensino superior e notas às disciplinas de Contabilidade Analítica, Contabilidade Geral e Matemática) que exercem influência sobre a média final do curso de bacharelato em Contabilidade dos alunos de uma escola do litoral quando comparada com uma escola do interior de Portugal. Através de uma metodologia baseada na análise de correlação linear simples e na regressão múltipla, conclui-se que, exceptuando a idade, apenas as variáveis associadas à capacidade académica do aluno explicam parte da variação do seu desempenho no curso de Contabilidade e que a magnitude dos seus efeitos não difere significativamente com a localização geográfica das escolas (litoral/interior).

---

<sup>1</sup> Correspondência por e-mail: [jcaiado@esg.ipcb.pt](mailto:jcaiado@esg.ipcb.pt) e [madeira@esg.ipcb.pt](mailto:madeira@esg.ipcb.pt). Os autores agradecem as sugestões dadas por Rui Santiago da Universidade de Aveiro na feitura deste trabalho. Estão igualmente muito gratos a Alberto Barata do Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa e a Domingos Rijo, Jorge Santos e José Bernardino da Escola Superior de Gestão de Idanha-a-Nova pela disponibilização dos dados estatísticos solicitados.

# 1. INTRODUÇÃO

São diversos os factores determinantes do desempenho final do estudante no ensino superior. Hanushek e Luque (2001) dividi-os em escolares e não escolares: os primeiros estão essencialmente relacionados com os recursos da escola (experiência profissional e competência científico-pedagógica do corpo docente e infra-estruturas da escola); os segundos são de natureza sócio-demográfica e comportamentais. Os factores que mais influenciam o desempenho académico ao nível das licenciaturas em contabilidade e gestão têm sido investigados diversas vezes na literatura académica. No entanto, segundo Trine e Schellenger (1999), tais investigações não tem produzido evidências conclusivas.

O presente estudo empírico pretende analisar a influência da idade, sexo, situação profissional, proveniência geográfica (factores demográficos) e nota de acesso ao ensino superior, classificação às disciplinas de contabilidade geral, contabilidade analítica e matemática ao longo do curso (capacidade académica) sobre o desempenho do aluno bacharel em contabilidade numa escola do interior comparada com uma escola do litoral de Portugal. Desta forma as questões que se colocam neste trabalho são:

1. Quais os factores demográficos e de capacidade académica que exercem influência no desempenho final académico dos alunos dos cursos superiores de Contabilidade? E qual o sinal e a magnitude dos seus efeitos sobre a classificação final de curso?
2. Existem diferentes correlações e efeitos entre factores demográficos e a capacidade científica do aluno e o desempenho académico nos cursos de Contabilidade de uma escola do litoral quando comparadas com uma escola do interior?

Estudos anteriores investigaram diversas variáveis que se encontram correlacionadas com o desempenho académico nos cursos de Contabilidade. Doran, Bouillon e Smith (1991) e Eckel e Johnson (1983) verificaram que a capacidade do aluno baseada no desempenho escolar passado é um indicador de sucesso no desempenho futuro do aluno na disciplina de Contabilidade. Contudo, outros estudos como os realizados por Baldwin e Howe (1982), Bergin (1983) e Schroeder (1986) colocaram em evidência que a existência de conhecimentos de Contabilidade no secundário não explicam um melhor desempenho na Contabilidade do ensino superior. Para além do desempenho passado, factores como o esforço e a motivação estão relacionados com o desempenho nos cursos de Contabilidade

segundo testemunham Eskew e Faley (1988). Outras variáveis, tais como a nota de entrada e a capacidade do aluno em disciplinas como a Matemática, foram identificadas por Auyeung e Sands (1994) como determinantes do desempenho em Contabilidade no primeiro ano do curso. Num outro estudo, Turner, Homes e Wiggins (1997) concluíram que a média das disciplinas de Introdução à Contabilidade e Contabilidade Geral, bem como o facto de não repetirem qualquer disciplina são factores significativos no bom desempenho final do curso.

Considerando outras classes de factores, os estudos de Mutchler, Yurner e Williams (1987) e Tyson (1989) permitiram concluir que os estudantes do sexo feminino apresentam melhor desempenho que os estudantes do sexo masculino nos cursos de Contabilidade, contudo no estudo de Doran, Bouillon e Smith (1991) foi possível concluir o contrário. No estudo de Trine e Schellenger (1999), o desempenho académico passado (medido através das notas obtidas nas disciplinas base do curso como Introdução à Contabilidade e Contabilidade Financeira) e a apetência académica (nota de entrada na respectiva disciplina da área científica e na disciplina de Matemática) são factores significativos na previsão do desempenho académico do aluno no final do curso de Contabilidade Financeira.

Os resultados obtidos nos estudos apresentados na literatura científica revelam assim que as classificações médias obtidas em cursos de Contabilidade e Gestão do ensino secundário, as notas obtidas nas disciplinas da área curricular de Contabilidade, as aptidões académicas e as notas de acesso ao ensino superior são indicadores de sucesso no desempenho académico futuro dos alunos que vão frequentar um curso superior de Contabilidade e Gestão. Já no que concerne aos factores de natureza demográfica como o sexo, a idade, a experiência profissional e a proveniência geográfica, os resultados têm mostrado que a sua influência sobre o desempenho académico tem sido menos evidente e nalguns casos, estatisticamente nula.

O artigo encontra-se organizado da seguinte forma. No ponto 2, apresentam-se os dados e a metodologia de análise adoptada neste trabalho. No ponto 3, mostram-se e comentam-se os principais resultados empíricos do estudo dos factores determinantes do desempenho académico nos cursos de contabilidade em Portugal. Por último, no ponto 4, seguem-se as considerações finais.

## 2. DADOS E METODOLOGIA DE ANÁLISE

Este estudo foi realizado com base nos dados dos alunos que concluíram o bacharelato em Contabilidade no ano lectivo de 1997/98 no Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa (escola do litoral, 344 alunos) e na Escola Superior de Gestão de Idanha-a-Nova (escola do interior, 34 alunos).

Foi considerado como desempenho académico do aluno a média final do curso (MEDIA) — variável dependente, e a idade (IDADE), o sexo (SEXO), a situação profissional (TRB\_EST), a proveniência geográfica (REG) e as classificações nas disciplinas de Contabilidade Geral (CG), Contabilidade Analítica (CA) e Matemática (MAT) como variáveis explicativas. Foi ainda possível registar os dados da nota de acesso ao ensino superior (NOTAC) dos alunos formados na escola do interior. As variáveis de natureza qualitativa foram transformadas em variáveis *dummy* através da seguinte forma: SEXO = 1 se homem, 0 se mulher; TREST = 1 se trabalhador-estudante, 0 se apenas estudante; REG = 1 se residente/naturalidade<sup>2</sup> no distrito onde se situa a escola, 0 se residente/naturalidade fora do distrito da escola.

Numa primeira análise, obtiveram-se as principais estatísticas descritivas de cada uma das variáveis em estudo e a matriz de correlações lineares simples entre duas a duas variáveis de modo a destacar as características mais relevantes contidas nos dados e a medir o grau de relação linear estatística existente entre as variáveis em estudo. De seguida, procedeu-se a um estudo econométrico através da construção e estimação de modelos de regressão linear múltipla para cada uma das escola superiores de forma a classificar cada uma das variáveis quanto à influência que produz no desempenho académico final do aluno bacharel em Contabilidade.

Na regressão múltipla, primeiro incluíram-se como regressores todas as variáveis independentes em análise e obtiveram-se as estimativas dos coeficientes e respectivos desvios padrão, as estatísticas *t* e os valores de probabilidade associados, o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), o coeficiente de determinação ajustado ( $\bar{R}^2$ ), a estatística *F* e a

---

<sup>2</sup> Na escola do litoral considerou-se o distrito de naturalidade dos alunos, enquanto que na escola do interior registou-se o distrito de residência habitual dos alunos no início do curso.

estatística do teste de heteroscedasticidade de White<sup>3</sup>. Como a construção de um modelo de regressão múltipla é uma tarefa quase sempre difícil devido ao elevado número de potenciais variáveis explicativas da variável dependente, e tendo que seleccionar de entre elas o conjunto ideal de regressores a incluir no modelo, adoptou-se também o método de regressão de *stepwise*. Na aplicação deste método, foram escolhidos passo a passo regressores para incluir/excluir no modelo de modo a maximizar a percentagem da variação total explicada pelo ajustamento através do  $R^2$  segundo um procedimento análogo a Neter, Kutner, Nachtsheim e Wasserman (1996, pp 347-354).

### 3. RESULTADOS

As estatísticas descritivas da média, mediana, máximo, mínimo, desvio padrão, coeficiente de assimetria, coeficiente de *kurtosis* e estatística de normalidade de Jarque-Bera (*JB*) para todas as variáveis encontram-se no Quadro 1. Verifica-se que a média final de curso é ligeiramente superior na escola do interior (12.529) em relação ao litoral (12.209) e tem uma distribuição aproximadamente Normal ( $JB=1.524$ ,  $p>0.05$ ), não obstante a limitação imposta pelo reduzido número de observações da população ( $N=34$ ), o que já não acontece com a distribuição da média de curso dos alunos do litoral ( $JB=114.614$ ,  $p<0.05$ ).

Na escola do litoral, 18,9% dos alunos obteve uma classificação média de 11 valores, 50,0% de 12 valores, 23,8% de 13 valores e os restantes 7,3% entre 14 e 17 valores, o que vem justificar o excesso de *kurtosis* (5.203) da distribuição. Por seu turno, as classificações no curso de Contabilidade na escola do interior, apesar de apresentarem um desvio padrão mais elevado em relação ao litoral, estão concentradas apenas nos valores de 11, 12, 13 e 14 com uma frequência relativa de 14,7%, 38,2%, 26,5% e 20,6%, respectivamente.

---

<sup>3</sup> Esta estatística é obtida a partir da regressão do quadrado dos resíduos do modelo original sobre as variáveis independentes e os seus quadrados. Na presença de heteroscedasticidade, os estimadores de mínimos quadrados deixam de ser BLUE (*best linear unbiased estimators*), o que pode invalidar toda a inferência estatística baseada nas estatísticas *t* e *F*. Para remediar este problema, deve estimar-se o modelo com a matrix de variâncias e covariâncias de White (1980), o que permite obter estimativas consistentes com os verdadeiros desvios padrão dos estimadores de mínimos quadrados.

De realçar o melhor desempenho dos alunos do sexo feminino em ambas as escolas (litoral e interior), o que vem confirmar os resultados obtidos por Mutchler, Yurner e Williams (1987) e Tyson (1989). No que se refere ao desempenho dos alunos em relação à sua situação profissional e à sua região de proveniência os resultados são contraditórios, já que no litoral são melhores as médias de curso dos alunos trabalhadores-estudantes e dos alunos naturais do distrito de Lisboa enquanto que no interior os alunos exclusivamente estudantes e provenientes de localidades fora do distrito onde se insere a escola têm melhor desempenho.

Da análise da matriz de correlações simples apresentada no Quadro 2, conclui-se que a nota de Contabilidade Analítica apresenta a maior correlação estatística com a média final de curso, quer na escola do litoral (0.460), quer no interior (0.672). A seguir vem a nota de Contabilidade Geral com 0.404 no litoral e 0.515 no interior. A nota de Matemática está igualmente correlacionada positivamente com a média de curso, apresentando um grau de correlação semelhante na escola do litoral e interior, 0.397 e 0.372, respectivamente.

Os resultados referem a existência de uma correlação negativa entre a idade e o desempenho académico dos alunos de  $-0.190$  e  $-0.262$  no litoral e interior, respectivamente. Uma correlação de sentido inverso, de menor magnitude ( $-0.084$ ), foi igualmente verificada num estudo feito por Peiperl e Trevelyan (1997) sobre os determinantes da *performance* nos cursos de pós-graduação em Gestão (MBA), em que estes autores concluíram que os alunos com mais experiência profissional (em geral, mais velhos de idade) não conseguem obter melhores classificações nos exames que os alunos recém licenciados e mais novos.

Os coeficientes de correlação linear simples entre a média final de curso e cada uma das variáveis SEXO, TRB\_EST e REG não são estatisticamente significativos e são muito próximos de zero. De realçar ainda na escola do interior, a existência de uma correlação positiva significativa (0.465,  $p < 0.01$ ) entre a MEDIA e a nota de acesso ao ensino superior, cuja média no ano lectivo em questão foi negativa (41.347 na escala de 0-100). A não existência de correlações próximas de 1 entre quaisquer pares de variáveis

explicativas em análise, veio evitar eventuais problemas da multicolinearidade alta<sup>4</sup> nos modelos de regressão múltipla.

Na análise de regressão com todas as variáveis (Quadro 3), revelaram-se estatisticamente significativas na escola do litoral, as variáveis MAT, CA, CG e IDADE. No que se refere ao modelo estimado para o desempenho acadêmico dos alunos da escola do interior, apresentam estatísticas *t* superiores ao limiar de 1% as variáveis CA e CG e de 5% a IDADE, o que vem ao encontro dos resultados obtidos por Trine e Schellenger (1999) e Turner, Homes e Wiggins (1997), no que se diz respeito à influência positiva e significativa das notas das disciplinas da área de Contabilidade sobre o desempenho final do curso.

As variáveis de natureza qualitativa, SEXO, TREST e REG, mostraram-se estatisticamente nulas em ambos os modelos estimados para o litoral e interior. Contrariamente às expectativas, a variável NOTAC apresenta um sinal negativo e um coeficiente estatisticamente nulo no modelo para a escola do interior, o que provavelmente se deve a alguma colinearidade com as variáveis IDADE, MAT e CA.

Com base no método de *Stepwise* (Quadro 4), foram seleccionadas os regressores com maior poder explicativo das variações da variável dependente. A estimação pelo método dos mínimos quadrados dos modelos de regressão com estas variáveis (Quadro 5) permitiu verificar que, em termos da qualidade global do ajustamento, as variáveis CA, CG e IDADE explicam em média 63.6% das variações da média final de curso na escola do interior, enquanto que, com a variável adicional MAT, essa percentagem é de apenas 42.6% na escola do litoral. Por último, refira-se que as magnitudes dos coeficientes não diferem muito nas duas equações estimadas se tivermos em conta as diferentes especificações do modelo.

---

<sup>4</sup> A existência de variáveis independentes altamente correlacionadas no modelo de regressão múltipla poderia provocar a sobrestimação dos desvios padrão dos coeficientes de regressão e consequentemente, a subestimação dos rácios *t*. Para além disso, torna-se difícil isolar os efeitos individuais dos regressores sobre a variável dependente. Para mais detalhes, vejam-se os autores Farrar e Glauber (1967), Belsley, Kuh e Welsch (1980), Draper e Smith (1981) e Gujarati (1995).



#### 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos no presente trabalho vêm confirmar alguns dos estudos apresentados na literatura científica internacional e contradizer outros, sendo certo que esta investigação levou-nos a perceber melhor quais os factores que exercem influência sobre o desempenho académico nos cursos de Contabilidade de uma escola do litoral comparada com uma escola do interior de Portugal, a natureza dos seus sinais e a magnitude dos seus efeitos.

Foi possível concluir que factores de capacidade científica como as classificações de Contabilidade Geral, Contabilidade Analítica e Matemática têm uma influência positiva e significativa sobre o desempenho académico dos alunos dos cursos de bacharelato em Contabilidade quer na escola do litoral quer na escola do interior de Portugal e com semelhante magnitude dos seus efeitos em ambas as regiões. A nota de acesso ao ensino superior tem igualmente uma correlação positiva com a média de curso no interior. Já no que se refere aos factores demográficos (idade, sexo, situação profissional e proveniência geográfica) apenas a idade do aluno se revelou estatisticamente significativa para explicar a classificação final de curso e com efeito de sentido contrário.

Possíveis desenvolvimentos e investigações futuras com variáveis que têm a ver com os recursos materiais (salas de aulas, salas de estudo, biblioteca, serviço de fotocópias, computadores com *internet*, anfiteatro, videoteca, audioteca, infraestruturas culturais e desportivas), recursos humanos (qualificação científica e pedagógica do corpo docente, experiência profissional, nível de satisfação e motivação dos alunos e docentes), a situação económico-social dos agregados familiares poderão conduzir a outras evidências empíricas que possibilitem uma melhor compreensão das causas do desempenho dos alunos nos cursos superiores de Contabilidade e Gestão.

## REFERÊNCIAS

- Auyeng, P. e Sands, D.(1994). “Predicting success in first-year university accounting using gender-based learning analysis”, *Accounting Education*, 3(3), 259-272.
- Baldwin, B. e Howe, K. (1982). “Secondary-level study of accounting and subsequent performance in the first college-level”, *The Accounting Review*, 57(3), 619-626.
- Belsley, D., Kuh, E. e Welsch, R. (1980), *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, Wiley, New York.
- Bergin, J. (1983). “The effect of previous accounting study on student performance in the first college-level financial accounting course”, *Issues in Accounting Education*, 19-28.
- Doran, B., Bouillon, M. e Smith, C. (1991). “Determinants of student performance in accounting principles I and II”, *Issues in Accounting Education*, 6(1), 74-84.
- Draper, N. e Smith, H. (1981). *Applied Regression Analysis*, 2.<sup>a</sup> ed., Wiley, New York.
- Eckel, N. e Johnson, A. (1983). “A model for screening and classifying potential accounting majors”, *Journal of Accounting Education*, 1(2), 57-65.
- Eskew, R. e R., Faley (1988). “Some determinants of student performance in the first college level financial accounting course”, *The Accounting Review*, 63(1), 137-147.
- Eviews3 – User`s guide (1998), 2.<sup>a</sup> ed., Quantitative Micro Software.
- Ferrar, D. e Glauber, R. (1967). “Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Re-visited”, *Review of Economics and Statistics*, 49, 92-107.
- Gujarati, D. (1995). *Basic Econometrics*, 3.<sup>a</sup> ed., McGraw-Hill, New York.
- Hanushek, E. e Luque, J.(2001). “Efficiency and equity in schools around the world”, Working Paper from National Bureau of Economic Research.
- Mutchler, J., Turner, J. e Williams, D. (1987). “The performance of female versus male accounting students”, *Issues in Accounting Review*, 57(2), 403-413.
- Neter, J., Kutner, M., Nachtsheim, C. e Wasserman, W. (1996). *Applied Linear Regression Models*, 3.<sup>a</sup> ed., Irwin, Chicago.

- Miller, A. (1990). *Subset Selection in Regression*, Chapman and Hall, London.
- Peiperl, M. e Trevelyan, R. (1997), Predictor of performance at business school and beyond – Demographic factors and the contrast between individual and group outcomes”, *Journal of Management Development*, 16(5), 354-367.
- Trine, J. e Schellenger, M. (1999). “Determinants of student performance in upper level corporate finance course”, Proceedings of the Academy of Educational Leadership, Myrtle Beach, 4(1), 91-99.
- Turner, J., Holmes, S. e Wiggins, C. (1997). “Factors associated with grades in intermediate accounting”, *Journal of Accounting Education*, 15(2), 269-288.
- Tyson, T. (1989). “Grade performance in introductory accounting courses: why female students outperform males”. *Issues in Accounting Education*, 4(1), 153-160.
- White, H. (1980). “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity”, *Econometrica*, 48, 817-838.

**Quadro 1**  
**ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS**  
**Litoral e Interior**

	MÉDIA	MAT	CG	CA	IDADE	N_ACESSO
<b>LITORAL (N=344)</b>						
Média	12.209	11.855	12.041	11.959	23.846	
Mediana	12.000	12.000	12.000	12.000	22.000	
Máximo	17.000	18.000	18.000	18.000	54.000	
Mínimo	11.000	10.000	10.000	10.000	20.000	
Desvio padrão	0.876	1.745	1.702	1.612	5.178	
Assimetria	0.886	0.879	0.768	0.618	2.445	
<i>Kurtosis</i>	5.203	3.423	3.189	2.897	9.863	
Jarque-Bera	114.614	46.881	34.336	22.051	1017.859	
Valor-P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
<b>MÉDIA/CATEG.</b>						
<b>SEXO</b>						
Mas. (118)	12.186	11.831	12.085	12.314	24.339	
Fem. (226)	12.221	11.867	12.018	11.774	23.589	
<b>TREST</b>						
Sim (13)	12.385	12.000	12.615	12.308	28.692	
Não (331)	12.206	11.848	12.024	11.948	23.661	
<b>REG</b>						
Dentro (225)	12.257	11.862	11.971	11.947	22.974	
Fora (119)	12.120	11.841	12.173	11.983	25.495	
<b>INTERIOR (N=34)</b>						
Média	12.529	12.794	11.676	14.059	22.412	41.347
Mediana	12.000	13.000	11.000	14.000	22.000	43.250
Máximo	14.000	16.000	16.000	18.000	31.000	53.000
Mínimo	11.000	10.000	10.000	10.000	20.000	28.300
Desvio padrão	0.992	1.702	1.471	2.269	2.3756	6.199
Assimetria	0.107	0.027	1.270	0.005	2.4172	-0.490
<i>Kurtosis</i>	1.985	1.892	4.050	1.850	8.770	2.617
Jarque-Bera	1.524	1.743	10.697	1.875	80.273	1.569
Valor-P	0.467	0.418	0.005	0.392	0.000	0.456
<b>MÉDIA/CATEG.</b>						
<b>SEXO</b>						
Mas. (8)	12.500	12.625	12.625	14.125	23.625	40.425
Fem. (26)	12.538	12.846	11.385	14.038	22.038	41.631
<b>TREST</b>						
Sim (2)	12.500	13.500	13.000	14.500	28.000	33.750
Não (32)	12.531	12.750	11.594	14.031	22.062	41.822
<b>REG</b>						
Dentro (26)	12.500	12.731	11.654	12.769	22.461	41.062
Fora (8)	12.625	13.000	11.750	13.500	22.250	42.275

**Quadro 2**  
**MATRIZ DE CORRELAÇÕES**  
 Litoral e Interior

<b>LITORAL</b>	MÉDIA	MAT	CA	CG	IDADE	SEXO	TREST	REG	
MÉDIA									
MAT	0.397*								
CA	0.460*	0.153*							
CG	0.404*	0.156*	0.204*						
IDADE	-0.190*	-0.104***	0.028	-0.012					
SEXO	-0.022	-0.010	0.158*	0.016	0.068				
TREST	0.039	0.017	0.043	0.066	0.186*	0.017			
REG	0.078	0.006	-0.009	-0.055	-0.234*	0.037	-0.047		
<b>INTERIOR</b>	MÉDIA	MAT	CA	CG	IDADE	SEXO	TREST	REG	NOTAC
MÉDIA									
MAT	0.372**								
CA	0.672*	0.239							
CG	0.515*	0.215	0.324***						
IDADE	-0.262	-0.113	0.007	0.074					
SEXO	-0.017	-0.056	0.016	0.363***	0.288***				
TREST	-0.008	0.105	0.049	0.228	0.597*	0.451*			
REG	-0.054	-0.068	0.139	-0.028	0.038	-0.019	0.139		
NOTAC	0.465*	0.349**	0.373**	0.247	-0.582*	-0.084	-0.311	-0.084	

**Notas:** \* Signif. a 1% (p<0.01); \*\* signif. a 5% (p<0.05); \*\*\* signif. a 10% (p<0.10).

**Quadro 3**  
**REGRESSÃO MÚLTIPLA**  
Var. Dependente: MÉDIA e Var. Independentes: TODAS

Variáveis	LITORAL		INTERIOR	
	Estimativa [d. padrão]	Estatística- <i>t</i> (prob.)	Estimativa [d. padrão]	Estatística- <i>t</i> (prob.)
Const.	6.930 [0.581]	11.928 (0.000)*	9.410 [2.350]	4.005 (0.001)*
MAT	0.139 [0.024]	5.887 (0.000)*	0.064 [0.074]	0.864 (0.396)
CA	0.203 [0.026]	7.707 (0.000)*	0.248 [0.059]	4.245 (0.000)*
CG	0.148 [0.023]	6.591 (0.000)*	0.240 [0.090]	2.655 (0.014)*
IDADE	-0.026 [0.008]	-3.376 (0.001)*	-0.150 [0.072]	-2.081 (0.048)**
SEXO	-0.135 [0.076]	-1.765 (0.078)***	-0.265 [0.314]	-0.844 (0.407)
TREST	0.149 [0.241]	0.616 (0.538)	0.567 [0.663]	0.855 (0.401)
REG	0.113 [0.080]	1.414 (0.158)	-0.295 [0.272]	-1.084 (0.289)
NOTAC	—	—	-0.010 [0.027]	-0.351 (0.728)
<i>N</i>	344		34	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.435		0.681	
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0.424		0.579	
Est.- <i>F</i>	36.999		6.666	
Prob.	(0.000)*		(0.000)*	
T. White ( <i>TR</i> <sup>2</sup> )	38.031		13.374	
Prob.	(0.000)#		(0.419)	

**Notas:** \* Signif. a 1% (p<0.01); \*\* signif. a 5% (p<0.05); \*\*\* signif. a 10% (p<0.10).

# Rejeição da nula de ausência de heteroscedasticidade a 1%.

Desvios padrão consistentes de heteroscedasticidade de White (litoral)

**Quadro 4**  
SELECÇÃO DE VARIÁVEIS  
Método de *Stepwise*

LITORAL	MAT	CA	CG	IDADE	SEXO	TREST	REG	NOTAC	$R^2$	$\bar{R}^2$
	<b>1</b>	×							0.212	0.210
<b>Passo</b>	<b>2</b>	×	×						0.321	0.317
	<b>3</b>	×	×	×					0.399	0.393
	<b>4</b>	×	×	×	×				0.426	0.419

---

INTERIOR	MAT	CA	CG	IDADE	SEXO	TREST	REG	$R^2$	$\bar{R}^2$
	<b>1</b>	×						0.452	0.435
<b>Passo</b>	<b>2</b>	×	×					0.551	0.522
	<b>3</b>	×	×	×				0.636	0.600

**Quadro 5**  
REGRESSÃO MÚLTIPLA  
Var. Dependente: MÉDIA e Var. Independentes: SELECCIONADAS

	LITORAL		INTERIOR	
Variáveis	Estimativa [d. padrão]	Estatística- <i>t</i> (prob.)	Estimativa [d. padrão]	Estatística- <i>t</i> (prob.)
Const.	7.080 [0.425]	16.645 (0.000)*	9.027 [1.376]	6.562 (0.000)*
MAT	0.140 [0.021]	6.600 (0.000)*	—	—
CA	0.197 [0.023]	8.571 (0.000)*	0.244 [0.051]	4.804 (0.000)*
CG	0.148 [0.022]	6.775 (0.000)*	0.240 [0.079]	3.051 (0.005)*
IDADE	-0.028 [0.007]	-4.007 (0.000)*	-0.122 [0.046]	-2.649* (0.013)
<i>N</i>		344		34
$R^2$		0.426		0.636
$R^2$ ajustado		0.419		0.600
Est.- <i>F</i>		62.864		17.494
Prob.		(0.000)*		(0.000)*
T. White ( $TR^2$ )		34.447		8.317
Prob.		(0.000)#		(0.216)

**Notas:** \* Signif. a 1% ( $p < 0.01$ ). # Rejeição da nula de ausência de heteroscedasticidade a 1%.  
Desvios padrão consistentes de heteroscedasticidade de White (litoral)